

¿Aumentan los flujos extranjeros la volatilidad en los mercados accionarios emergentes? Evidencia en seis países latinoamericanos

Resumen

En este artículo se estima la influencia que tienen los flujos de capital extranjero sobre la volatilidad de los rendimientos y la exposición al riesgo de mercado mundial en los seis mercados accionarios Latinoamericanos más representativos: Argentina, Brasil, Colombia, Chile, México y Perú, desde finales de los noventa hasta el 2008. De esta manera se pone a prueba la hipótesis de que dichos flujos son perjudiciales para los mercados y aumentan su exposición al riesgo sistémico mundial. Con este fin se realizan pruebas estadísticas utilizando modelos univariados (*ARCH – GARCH*) y multivariados (*VAR*), que además de estimar la significancia de estas relaciones, permitan concluir acerca de la causalidad de estos efectos. A diferencia de otras investigaciones similares, este estudio hace uso de la base de datos de Emerging Portfolio. Es de anotar que en la mayoría de los casos no se encuentra evidencia fuerte que soporte los efectos negativos de los flujos extranjeros en los mercados estudiados. Sin embargo, se encontró evidencia de relaciones entre los rendimientos de dichos mercados con los flujos extranjeros, la devaluación y los rendimientos internacionales que confirman resultados de otros estudios.

Palabras Clave: *Flujos de capital extranjero, volatilidad de los rendimientos, riesgo de mercado mundial, ARCH-GARCH, VAR.*

Abstract

This study measured the effect of foreign capital flows on volatility and exposure to world market risk in the six largest Latin American stock markets: Argentina, Brazil, Colombia, Chile, Mexico and Peru, from the late 90's until 2008. This will test whether these flows cause instability for those markets and increase their exposure to international financial crises. Time series models, both univariate (ARCH - GARCH) and multivariate (VAR), are used to estimate the effect foreign portfolio flows on the risk variables and the causality of these effects. Unlike similar research, this study uses the Foreign Funds database of Emerging Portfolio. It should be noted that in most cases there is not strong evidence to support the hypothesis that foreign flows cause instability on the Latin American stock Markets. However, we found evidence of effects of exchange rate appreciation, international returns and foreign flows on stock market returns, like other studies on different emerging markets.

Key Word: *Foreign capital flows, volatility of returns, market risk, ARCH-GARCH, VAR*

¿Aumentan los flujos extranjeros la volatilidad en los mercados accionarios emergentes? Evidencia en seis países latinoamericanos

Diego Alonso Agudelo R.^{**}

Milena María Castaño E.^{***}

Introducción

El ritmo acelerado de la globalización en los últimos tiempos, le ha dado un nuevo significado a la integración de los mercados financieros mundiales al permitirle a los inversionistas diversificar sus portafolios internacionalmente y aprovechar valorizaciones en los mercados bursátiles e inmobiliarios, así como diferenciales entre tipos de cambio y tasas de interés (Aldo Ferrer, 1999)(Di tella, 2004) . En la academia, esto ha motivado un análisis más detenido de los factores determinantes de los flujos de capital extranjero de corto plazo, también llamados flujos de portafolio, y sus efectos en los mercados emergentes.

Es así como algunos autores consideran que los procesos de liberalización financiera y el subsecuente ingreso de fondos extranjeros de corto plazo, están asociados a un menor costo de capital para las empresas (Miller, 1999), (Errunza y Miller, 2000), (Bekaert y Harvey,2000), una mayor eficiencia de los mercados (Kim y Singal, 2000) y mayores oportunidades de diversificación (Vilariño, 2001). De otra parte, están quienes le

^{**}. Doctor en Finanzas, Universidad de Indiana, Bloomington, USA (2007); M.B.A. (1999) e Ingeniero mecánico (1991), Universidad EAFIT, Medellín, Colombia. Profesor Titular, Universidad EAFIT, Medellín, Colombia. Coordinador de la Maestría Sc. En Finanzas. Coordinador del grupo de investigación en Finanzas y Banca.

Correo electrónico: dagudelo@eafit.edu.co.

^{***} Magister en Finanzas, Universidad EAFIT, Medellín, Colombia (2009) e Ingeniera Administradora (2004), Facultad de Minas Universidad Nacional, Medellín, Colombia. Analista de riesgo crediticio, Banco Santander.

Correo electrónico: mcastal16@eafit.edu.co.

atribuyen una mayor inestabilidad macroeconómica (Krugman, 1998, 1999) (Stiglitz, 2000), una reducción de la liquidez de los mercados (Agudelo, 2007), un incremento de las presiones inflacionarias y riesgos para el sector financiero (Maya, 2002), un mayor riesgo de Contagio¹ y, en muchos casos, una profunda apreciación de la moneda local (Vilariño, 2001). En general, la pregunta de si el efecto global de los flujos de inversionistas extranjeros a los mercados emergentes es benéfico o no, aún no parece un asunto resuelto.

En particular, durante los últimos 15 años los flujos de inversión extranjera han sido asociados a las crisis financieras en los mercados emergentes; es el caso de la crisis mexicana del 94, ocasionada básicamente por la liberalización financiera y la apertura de las cuentas de capital. Dicha crisis fue contagiada a la economía Argentina poco tiempo después. (Vilariño, 2001). Por otra parte, está la “primera gran crisis de la globalización”, la crisis asiática de 1997 generada, entre otros, por la inestabilidad inducida por los flujos de capital de corto plazo – condicionados a obtener una alta rentabilidad en poco tiempo- y a la especulación en el mercado inmobiliario. (Vilariño, 2001).

Otro caso, es el de la crisis Rusa que inició a finales de 1998 y fue causada por una deuda pública excesiva representada en un 45% por GKO de corto plazo (títulos públicos denominados en rublos) cuyos compradores fueron los bancos rusos y luego de la liberalización financiera, los inversionistas extranjeros. Después de la crisis asiática, el efecto contagio aumentó la desconfianza de los inversionistas, manifestada en las altas tasas de interés a las que se colocó la nueva deuda pública y en los bajos montos de inversión demandada. (Vilariño, 2001) (Flood y de Paterson, 2008). Finalmente, la crisis rusa acentuó las dificultades financieras que Brasil venía presentando durante esta época, poniendo en evidencia la incapacidad de su política de tasas de interés para frenar el ataque al tipo de cambio y sumiendo su economía en una crisis financiera (Sáinz y Calcagno, 1999).

¹ El efecto de Contagio ha sido definido como la propagación de efectos negativos entre mercados financieros de diferentes países, especialmente emergentes, debidos a la actividad de agentes especulativos (“trading”) y no por razones económicas fundamentales (“fundamentals”). Bekaert y Harvey (2003)

El último caso, es el de la crisis de 2008, originada por el impago de las hipotecas de riesgo que servían como colateral para activos financieros. Estos activos habían sido vendidos en todo el mundo, en particular en Estados Unidos y Europa, y su pérdida de valor afectó bolsas y mercados de activos globalmente; un ejemplo es el Dow Jones que se depreció en un 35%, siendo la bolsa Rusa la de peor desempeño con una pérdida del 67,8% (Efe, 2008). En general, todos los países emergentes, en mayor o menor grado, experimentaron una importante retirada de flujos de capital extranjero y una pérdida de valor en sus mercados, destacándose la caída de un 37% en la bolsa de Sao Paulo. (Portafolio, 2008) (La República, 2009)(Efe, 2008).

Ante estos escenarios diferentes autores y funcionarios oficiales han estigmatizado los flujos de capital extranjero, principalmente los de corto plazo, creando medidas que los restringen, a tal punto, que no sólo llegan a controlarlos sino a evitarlos. Un ejemplo cercano fueron las restricciones impuestas en mayo de 2008 por el gobierno colombiano, en las que se obligaba a los inversionistas extranjeros de portafolio a constituir un depósito en el banco central equivalente al 50% del monto invertido, lo anterior, con el fin de reducir presiones especulativas de apreciación del peso frente al dólar. Esta medida fue desmontada en Septiembre del mismo año, en un esfuerzo poco exitoso por reactivar al mercado accionario Colombiano. (Minhacienda, 2008) (Portafolio, 2008)

Por todo lo anterior se hace relevante comprender los efectos que tiene la entrada y salida de los flujos de capital de corto plazo en los mercados accionarios emergentes, más aún, si se considera la tendencia creciente de la inversión extranjera en dichas economías. En particular, se medirán los efectos de los flujos de portafolio extranjero en seis mercados latinoamericanos: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. Se estimarán los efectos inducidos por estos flujos sobre el riesgo total, medido como la volatilidad de los rendimientos, y sobre el riesgo sistémico internacional, medido como el co-movimiento con los mercados accionarios internacionales.

En la medida en que los reguladores tengan una mejor comprensión de la dinámica y resultados que tienen estos flujos sobre la economía, se tendrá un mayor soporte en favor o

en contra de las restricciones a la inversión extranjera de portafolio, principalmente, en épocas de crisis como la actual.

Este estudio consta de cuatro secciones: en la primera se establecen las hipótesis y se presenta una revisión de literatura que dará soporte a la investigación. La segunda sección contiene la descripción de las bases de datos, la explicación de los modelos econométricos y la metodología utilizada, destacando los aspectos más importantes de las variables objeto de estudio. Por último, se presenta el análisis de resultados y las conclusiones, en las secciones tres y cuatro respectivamente.

1. Antecedentes

La globalización como proceso integrador de las economías ha propiciado un mayor desarrollo de los mercados financieros y por ende un aumento en la actividad bursátil. Esto a su vez ha generado cambios en la regulación de los mercados, las plataformas de negociación, las medidas fiscales, las tasas de interés, el costo de capital, entre otros (Williamson, 1989) (Stiglitz, 2002).

Desde los 80's, cuando América Latina inició sus procesos de liberalización de mercados, la llegada de capital extranjero ha presentado una tendencia creciente. Lo anterior se constata con la base de datos de Emerging portfolio "Equity / Bond Fund Flows Reports" en la que se indica un flujo neto de portafolio cercano a los US\$ 10.8 miles de millones para 2007 en toda Latinoamérica, por parte de un grupo representativo de inversionistas institucionales extranjeros. Esto representa un crecimiento del 35.9% con respecto al valor total invertido al comienzo del año y aproximadamente el 10% de la inversión extranjera directa total en Latinoamérica. Entre los países destino, se destacan Brasil, México y Chile como los que recibieron los mayores flujos de capital. Sin embargo, la misma base de datos pone de presente la inestabilidad de dichos flujos, muestra de esto es que en lo corrido del 2008 hasta octubre, la inversión de corto plazo en acciones latinoamericanas presentó un flujo negativo de cerca del 10% del valor total al comienzo del año.

Este estudio se ocupa del efecto que pueden tener los flujos extranjeros de portafolio en la volatilidad y el co-movimiento con los mercados mundiales de seis mercados accionarios latinoamericanos. Si bien, ambos fenómenos son consideradas como negativos por los agentes y la prensa económica, es necesario precisar por qué lo son a la luz de la teoría financiera.

La volatilidad excesiva en los mercados es considerada un factor indeseable en los mercados financieros al menos por tres razones. De un lado, en los modelos clásicos de valoración de activos de inversión los agentes aversos al riesgo exigen una mayor prima (“Equity Risk Premium”) en mercados más volátiles (Cochrane, 2001). De esta manera una mayor volatilidad está asociada a un aumento en el costo de capital para empresas y proyectos. De otro lado, en la teoría de mercados eficientes, el precio es un estimador insesgado del valor intrínseco de un activo (Fama, 1979), por lo cual una alta volatilidad implica una peor estimación de dicho valor y reduce la utilidad de los precios como señales informativas para las decisiones económicas de los agentes. Finalmente, en los modelos clásicos de microestructura de mercado (Ho y Stoll, 1981; Kyle, 1985; Glosten and Milgrom, 1985), una mayor volatilidad está asociada a una menor liquidez, al incrementar los costos de selección adversa y de inventario para un proveedor de liquidez.

De otro lado, el co-movimiento o sensibilidad de un mercado emergente a los mercados mundiales ha sido medido con el coeficiente de correlación o con el beta del índice del mercado frente a un índice accionario internacional. Un mayor co-movimiento es indeseable por al menos dos razones. Por un lado, reduce las posibilidades de diversificación tanto para inversionistas internacionales interesados en el mercado emergente, como para los inversionistas locales interesados en mercados globales (Bodie, Kane y Marcus, 2005). De hecho, uno de los más fuertes argumentos en favor de la diversificación internacional es la posibilidad de aprovechar menores correlaciones entre diferentes mercados nacionales, a pesar de los mayores costos y riesgos inherentes a invertir en países extranjeros (Bodie, Kane y Marcus, 2005). Si una mayor presencia de inversionistas extranjeros aumenta esta correlación, podría llegar a reducir los beneficios de diversificación hasta eliminar la ventaja de invertir internacionalmente. De otro lado, un

mayor co-movimiento es particularmente nocivo en las crisis financieras. La transmisión de los rendimientos negativos en momentos de crisis entre países emergentes, como se presentó en las crisis Asiática y Rusa, suele ser mayor que lo justificable por los factores fundamentales, y ser amplificada por fenómenos psicológicos o de recomposición de portafolio por parte de los agentes, en lo que se ha denominado el efecto Contagio (Bekaert y Harvey, 2003). De manera similar mercados emergentes con una alta sensibilidad a los mercados internacionales se han visto particularmente afectados en épocas de crisis cuyo origen esté en mercados desarrollados. Este fue el caso de Brasil, China y México en la crisis financiera del 2008, particularmente entre los meses de octubre y noviembre.

La pregunta general de si los flujos extranjeros causan inestabilidad en los mercados emergentes ha sido evaluada empíricamente desde diferentes enfoques y en diversos países y períodos; es así como sus conclusiones podrían clasificarse en dos grupos.

El primer grupo de estudios obtiene evidencia de que dichos flujos son desestabilizantes para la economía, debido a que inducen una mayor volatilidad, sobrevaloran los activos, y generan una mayor exposición al riesgo de mercado mundial, entre otros. Algunos de estos autores son: Bekaert, Harvey y Lumsdaine (2002) quienes se encargan de estudiar la interrelación entre los flujos de capital, los rendimientos, los yields por dividendos y las tasas de interés mundial en 20 mercados emergentes, durante períodos de pre y pos-liberalización. Los autores encuentran que durante períodos pos-liberalización existe una relación positiva entre los incrementos en los flujos de capital y el aumento de los rendimientos a corto plazo, observando además, que dicho efecto tiende a disminuir con el tiempo, pero tiene un impacto permanente. Su análisis sugiere que dichos flujos podrían generar inestabilidad en las economías, debido a que la inversión de corto plazo suele salir más rápido de lo que entra en un escenario de posibles crisis mundiales o situaciones económicas difíciles.

Frenkel y Menkhoff (2003) analizan el incremento de la volatilidad luego de la llegada de flujos de capital externo a los mercados emergentes del este de Asia, Latinoamérica y el centro y este de Europa, durante la crisis financiera de los 90's. Los autores obtienen una

relación positiva entre ambas variables; finalmente llegan a la conclusión de que la volatilidad se debe, en parte, a la asimetría de la información entre los inversionistas locales y extranjeros. Más aún, sugieren que el proceso de liberalización debe estar acompañado de una cuidadosa regulación de los mercados financieros domésticos con el fin de evitar una excesiva volatilidad que termine perjudicando la economía local. Adicionalmente hallan evidencia de Contagio entre los países emergentes.

Por su parte, Bae, Chan y Ng (2004) estudian el comportamiento de la volatilidad de los retornos en 45 mercados emergentes luego de la liberalización de los mercados, a nivel de acciones individuales. Los autores encontraron una relación positiva entre la volatilidad y la proporción de inversión extranjera en cada empresa, incluso después de aplicar controles en variables relacionadas con el país, la industria, el tamaño de las empresas y el volumen de negocios. Adicionalmente, encuentran que unos mayores flujos de corto plazo en mercados emergentes sin restricciones están asociados a una mayor exposición al mercado mundial, medida con el beta con relación al mercado mundial.

Richards (2005) realiza una investigación en seis mercados de valores asiáticos tomando datos de la actividad bursátil diaria agregada de todos los inversionistas extranjeros desde 1999 a 2002. Los mercados estudiados son los principales de Indonesia, Filipinas, Taiwan, Tailandia y los dos mayores de Corea. El estudio aporta dos hallazgos importantes, primero, que el flujo de portafolio en la mayoría de los países analizados presenta dependencia directa tanto de los rendimientos de mercado local como de los del mercado global, lo cual confirma su comportamiento como “cazadores de tendencias”. Segundo, la inversión extranjera desestabiliza los precios en mayor medida de lo que se había estimado. “Los resultados sugieren que los inversionistas extranjeros y las condiciones externas tienen un mayor impacto en los mercados emergentes que el que se había concluido en trabajos anteriores”.(pp. 25).

Otros autores que llegan a conclusiones similares, sobre el efecto desestabilizador de los flujos extranjeros son: Maya (2000), Brennan y Cao (1997), Warther (1995) y Griffin, Nardari y Stulz (2004).

En el segundo grupo, se encuentran los autores que no hallan evidencia suficiente de efectos desestabilizadores de los flujos de corto plazo en los mercados accionarios emergentes. Entre estos están: Rea (1996) quien evaluó el patrón de inversión de capital de 13 fondos de Estados Unidos en 23 países emergentes desde 1990 a 1996. Entre los países Latinoamericanos considerados están: Argentina, Brasil, Chile, Perú, Colombia, México y Venezuela. En dicho estudio no se encontró un patrón que confirme que los capitales extranjeros puedan ser calificados de “dineros calientes” que generan inestabilidad en el mercado, de hecho, se encontró todo lo contrario, es decir, el ingreso neto de flujos de capital continuó durante algunos períodos bajistas en los mercados emergentes accionarios. Más aún, durante períodos recesivos tales como la crisis del peso mexicano a finales de 1994, las salidas fueron pequeñas y de corta duración y las entradas de capital se reanudaron aún cuando los precios de las acciones siguieron bajando.

Clark y Berko (1997) y Froot, O’Connell y Seasholes (2001), dedican sus estudios a definir si los inversionistas extranjeros son “cazadores de tendencias” o si por el contrario dichos flujos preceden o causan los rendimientos de los activos. Ambos estudios encuentran que el ingreso de mayores flujos de portafolio trae como consecuencia un aumento en los precios, pero no se llega a un acuerdo de si este efecto es temporal o permanente. Froot, O’Connell y Seasholes (2001) al explorar el comportamiento de la entrada y salida de los flujos de corto plazo en 46 países desde 1994 a 1998, en frecuencia diaria, no encuentran evidencia de que dichos inversionistas tengan un efecto desestabilizador en los precios de los activos.

Bekaert y Harvey (2000) evalúan el impacto de la liberalización en 20 mercados accionarios emergentes entre los que están: Colombia, Venezuela, Argentina, Chile, Brasil y México. Los autores estudian dicho impacto sobre variables que incluyen la volatilidad y la correlación con los retornos de mercado mundial, encontrando relaciones, aunque no muy significativas, entre la liberalización y el aumento de la correlación con los mercados mundiales. Así mismo, ambos autores, en su estudio de 1997, no encuentran evidencia de la

relación entre la liberalización y el incremento en la volatilidad de los mercados emergentes.

Por otra parte, Dvorák (2001) toma datos de 20 países de mercados desarrollados y en desarrollo e investiga el impacto de la inversión extranjera en la volatilidad a corto plazo y la correlación con los mercados mundiales. El autor encontró que la volatilidad de los rendimientos no depende de si las transacciones son realizadas por extranjeros o locales, ya que según sus conclusiones, la actividad bursátil por si sola está asociada, en general, a una mayor volatilidad. Es así como logra concluir, luego de controlar por el volumen de las transacciones totales, que la inversión extranjera no tiene impacto en la volatilidad de los mercados desarrollados y sólo tiene un impacto marginalmente significativo en los países en desarrollo.

Alemmanni y Haas (2006) analizan empíricamente el comportamiento de los inversionistas extranjeros en 14 mercados emergentes de Asia, este de Europa, Latinoamérica y África, desde 2000 a 2005, incluyendo mercados, desde muy pequeños como Bulgaria y Rumania hasta muy grandes como Taiwán y Sur África. De Latinoamérica sólo incluyen a Brasil. Encuentran poca evidencia de que estos inversionistas generen problemas para los mercados emergentes ya que según ellos: “Los inversionistas extranjeros parecen comprar y vender sus activos en los mercados accionarios de países emergentes, de una manera suficientemente gradual como para evitar problemas como presiones de precio o volatilidad y curtosis en el mercado de activos” (pp 27). Finalmente, opinan que no hay razón para imponer restricciones de largo plazo a los flujos extranjeros ya que los períodos de mayor inversión extranjera han sido los de menor volatilidad, por lo que concluyen que los flujos de capital externo no tuvieron un efecto desestabilizador en las economías analizadas.

Finalmente, otros autores como: Choe et al (1999), Bekaert and Harvey (1998), Henry (2000), y Kim and Singal (2000), no encuentra evidencia de efectos desestabilizantes de la inversión extranjera de portafolio en mercados emergentes. De hecho, algunos de ellos reportan que la liberalización financiera de dichos mercados ha estado asociada a

volatilidades más bajas y estables, mayores retornos, mejor eficiencia de mercado, costos de capital más bajos, una menor concentración de activos y un más alto crecimiento económico.

2. Series de Datos

La investigación estudia las relaciones entre los flujos de capital extranjero de portafolio y los mercados accionarios de: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú.

Las series necesarias para llevar a cabo el estudio fueron: los precios de los índices accionarios, precio de un índice internacional que para este caso fue el S&P500², la tasa de cambio, los flujos netos de inversión extranjera de portafolio y la capitalización de mercado de cada uno de los países. Las tres primeras series se obtuvieron de las bases de datos históricas de *Bloomberg*, todas ellas en frecuencia diaria. Por su parte, la capitalización de cada mercado latinoamericano fue tomada, en frecuencia mensual, de la base recopilada por *World Federation of Exchanges* (WFE)³.

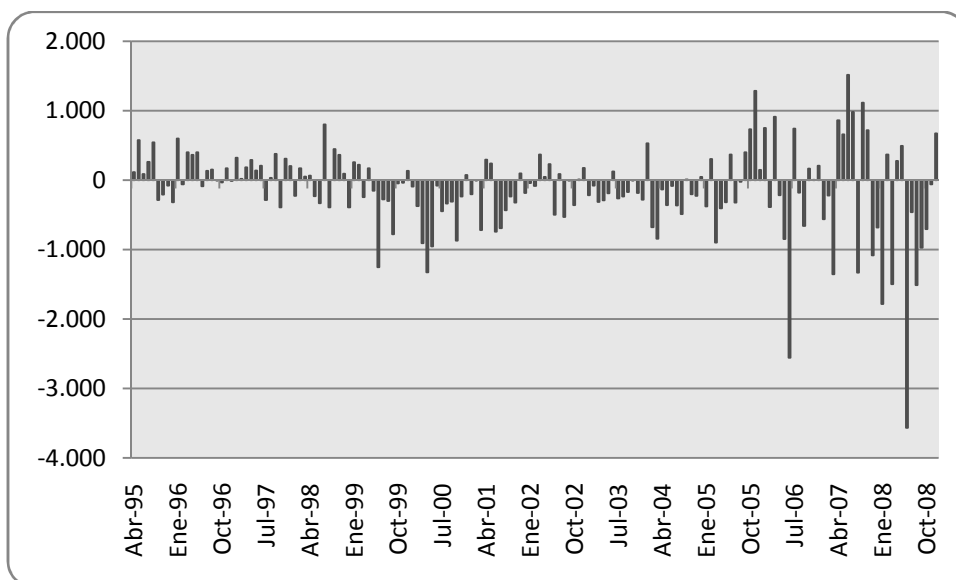
Las series de los flujos de portafolio en cada uno de los seis mercados accionarios se obtuvieron de la base de datos de *Emerging Portfolio* en frecuencia mensual. Esta base incluye los movimientos de más de 1.500 fondos que invierten en mercados emergentes, con más de \$ 160 mil millones en capital, lo que equivale a un poco más del 90% de todos los activos en dichos mercados. Estos flujos se clasifican para cada uno de 65 países en vía de desarrollo, en cuatro regiones: Latinoamérica, Asia, Europa Emergente y África. Los fondos reportan sus flujos netos en el mercado accionario de cada país, es decir la diferencia entre las compras y ventas en dólares. La serie histórica de los flujos extranjeros de portafolio en los mercados Latinoamericanos se aprecia en el Gráfico 1.

² Cuyo efecto sobre los rendimientos locales puede definirse como el beta, medida del riesgo sistémico del país con relación a los mercados internacionales, que permite evaluar el grado de integración entre los mercados locales y el extranjero.

³ Para el caso de Colombia fue preciso complementar dichas series con los datos de la Bolsa de Valores de Colombia.

Gráfico 1

**Serie histórica de los flujos de capital extranjero en el mercado accionario
Latinoamericano desde marzo de 1995 hasta diciembre de 2008**



Fuente: elaboración propia.

2.1. Transformaciones y pruebas de estacionariedad

Para plantear adecuadamente los modelos econométricos es preciso transformar las variables con el fin de obtener series estacionarias. A las series de precios de los índices accionarios de los países, el S&P500 y la respectiva tasa de cambio se le aplica la diferencia logarítmica obteniendo así los rendimientos de los índices accionarios (*RENDIMIENTO*), el rendimiento del S&P500 (*SP500*) y la devaluación (*DEV*). Con el fin de estabilizar la serie de flujos netos extranjeros de portafolio (*FEX*), se normalizó dicha variable dividiéndola por el nivel mensual de capitalización de mercado del país respectivo, resultando la variable de flujos extranjeros como porcentaje del mercado (*FEX_CAP*)⁴. En la tabla 1 y los anexos 1 y 2, se resumen las transformaciones realizadas a las series y los

⁴ Adicionalmente se consideraron otras medidas alternativas de la presencia de inversionistas extranjeros como el Saldo total de inversionistas extranjeros (“Holdings”), disponible de la misma base de datos de Emerging Portfolio. Así mismo, se consideró el valor transado total del mercado, disponible de la World Federation of Exchanges (WFE) en frecuencia mensual, como alternativa para normalizar los flujos extranjeros. Finalmente, se descartaron esas medidas por su excesiva volatilidad o por no presentar un comportamiento estacionario.

resultados de los Test de Dickey Fuller Aumentado y Phillips Perron para cada país, respectivamente.

La metodología econométrica propuesta emplea tanto un modelo univariado de frecuencia diaria, específicamente ARCH-GARCH, como un modelo multivariado en frecuencia mensual: *Vectores Autorregresivos* (VAR). La correcta especificación de ambos modelos requiere la inclusión de variables de control apropiadas.

Para la ecuación de la media en el modelo univariado, se construyen variables interactivas entre los rendimientos internacionales y el tiempo y los flujos extranjeros. La primera de ellas, $T*SP500$, se incorpora con el fin de filtrar las variaciones del beta ocasionadas sólo por el paso del tiempo, y la segunda, $FEX_CAP*SP500$, mide los cambios en la sensibilidad del mercado local frente al extranjero, asociadas a las variaciones en los flujos de portafolio. El término T se agrega para controlar cualquier tendencia existente en la media de los rendimientos. En la ecuación de la varianza se omiten las variables interactivas pero se incluyen los valores absolutos de la devaluación y del rendimiento del S&P500 (ABS_DEV y ABS_SP500).

Para el caso multivariado, se construye una serie de volatilidad ($VOLAT$)⁵ calculada de la siguiente manera:

$$VOLAT_t = \frac{1}{n} [\sum_{k=1}^n |R_{t,k}|] \quad (1)$$

De donde:

$R_{t,k}$: es el rendimiento en el día k del mes t del índice accionario

n : es el número total de días bursátiles en el mes t.

Adicionalmente, se calcula una variable denominada $BETA$, que es la sensibilidad de los rendimientos del mercado local a los rendimientos extranjeros. Esta serie mensual se

⁵ Se consideraron otras medidas alternativas de volatilidad, como la desviación estándar de los rendimientos diarios en el mes, y una volatilidad condicional estimada con un modelo GARCH(1,1), pero la indicada tuvo el mejor desempeño en el modelo VAR no estructurado..

calcula como el coeficiente de los rendimientos del S&P500 en una regresión por mínimos cuadrados ordinarios de los rendimientos locales diarios, como se muestra a continuación:

$$R_{t,k} = \beta_{\text{eta}} * R_{m,t,k} + C_0 \quad (2)$$

Donde:

$R_{t,k}$: es el rendimiento en el día k del mes t del índice accionario

$R_{m,t,k}$: es el rendimiento en el día k del mes t del índice S&P500

Tabla 1
Transformación de variables

Variable	Transformación	Objeto de la transformación
Precio índice accionario (R_t)	$\ln(R_t)$	Con la aplicación del logaritmo se busca rechazar la hipótesis nula de que la serie tiene raíz unitaria.
Tasa de cambio (DEV)	$\ln(DEV)$	
S&P500 (SP500)	$\ln(SP500)$	
Flujos extranjero (FEX)	FEX / Capitalización	Estabilizar una serie que por su naturaleza es volátil.

Los períodos de análisis para cada país se definieron tanto con base en la disponibilidad de datos, como considerando los períodos de excesiva volatilidad o cambio estructural que exigieran la partición de la serie. Las fechas de estudio para cada país se muestran en el Cuadro 1. Específicamente se tiene:

Argentina: se modeló con el principal índice accionario de la Bolsa de Valores de Buenos Aires: el Merval, que reúne el comportamiento de las 11 compañías más importantes del mercado. El período a analizar inicia el 7 de abril de 1999 y finaliza el 30 de diciembre de 2008; dicha serie fue dividida en Noviembre de 2001 debido a que presentaba un cluster de excesiva volatilidad ocasionada por el período de crisis denominado el Corralito.

Brasil: se consideró la serie de BOVESPA, principal índice de la Bolsa de Sao Paulo, el mayor mercado de valores latinoamericano y uno de los más importantes del

mundo. La serie comienza en Noviembre de 1998 y termina el 30 de diciembre de 2008.

Chile: se tomó el IPSA, el principal índice bursátil de este país. Dicha serie se calcula con las 40 acciones más representativas de dicho mercado. Los datos dan inicio el 4 de Noviembre de 1998 y terminan el 30 de diciembre de 2008.

Colombia: la serie objeto de estudio es la del IGBC, un índice que se calcula como la ponderación de las acciones más líquidas y de mayor capitalización del mercado Colombiano. Inicia el 4 de Julio de 2001, luego del período de fusión de las bolsas locales previamente existentes, y termina el 30 de diciembre de 2008. La serie se divide en dos partes, la primera antes de la crisis de los mercados de capitales entre Mayo y Junio del 2006, y la segunda, dos meses después de este suceso, debido a que la excesiva volatilidad impedía la modelación de la serie de rendimientos.

México: la serie a utilizar corresponde al índice accionario MEXBOL más conocido como IPC (Índice de Precios y Cotizaciones), que incluye las 35 acciones más representativas de este mercado considerado como el segundo a nivel latinoamericano. La serie empieza el 4 de noviembre de 1998 y va hasta el 30 de diciembre de 2008.

Perú: se hace uso del IGBVL el principal índice de la Bolsa de Valores de Lima, el cual incorpora las principales acciones del mercado teniendo en cuenta la frecuencia, monto y número de operaciones de negociación. La serie inicia el 3 de Noviembre de 1998 y termina el 30 de Diciembre de 2008. Fue necesario partir esta serie el 4 de Julio de 2006 debido a la alta volatilidad de este período que impedía modelarla.

Para justificar la división de las series se realizaron tests de estabilidad específicamente la prueba *Chow Breakpoint*, que permite poner a prueba la hipótesis de un cambio estructural en la serie de rendimientos, como se presentan en el Anexo 3.

Cuadro 1

Rango de fechas objeto de estudio para cada uno de los países analizados en el modelo univariado

Argentina		Brasil
Antes del Corralito	Después del Corralito	
7/04/1999 - 20/11/2001	21/11/2001 - 30/12/2008	04/11/1998 - 30/12/2008
Colombia		Chile
Antes de crisis del 2006	Después de crisis del 2006	
04/07/2001-28/04/2006	04/07/2006-30/12/2008	04/11/1998 - 30/12/2008
Perú		México
Período I	Período II	
03/11/1998 - 04/07/2006	05/07/2006 - 30/12/2008	04/11/1998 - 30/12/2008

2.2. Modelos econométricos

2.2.1. Modelos de Regresión ARCH – GARCH – EGARCH

Los modelos aplicados a la investigación corresponden a los empleados en estudios académicos similares, específicamente los modelos de regresión ARCH-GARCH-EGARCH (Bae, Chan y Ng, 2004) y los VAR no estructurales (Bakaert, Harvey y Lumsdaine, 2002; Richards, 2005; Agudelo, 2007). Estos modelos permiten estimar el efecto de los flujos extranjeros en los rendimientos de los mercados accionarios, controlando por otros efectos conocidos y por interacciones con otras variables.

La principal ventaja de los modelos de regresión univariados en series de tiempo ARCH-GARCH-EGARCH es su capacidad de describir fenómenos económicos recurrentes en las series financieras, tales como los “clusters” de volatilidad y el efecto apalancamiento. (D. Arce Borda, 2004). Estos modelos se describen brevemente a continuación:

ARCH: es el modelo origen de esta familia estadística, cuya principal característica es que la varianza condicionada a la información pasada no es constante y depende linealmente de los cuadrados de las perturbaciones rezagadas, haciendo que la variabilidad de la varianza sea aleatoria.

$$y_t = \mu_t + a_t \quad \mu_t : \text{media condicional} \quad \varepsilon_t : \text{ruido blanco} \quad (3)$$

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim iid N(0,1) \quad \varepsilon_t \text{ es independiente de } \sigma_t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \dots + \alpha_m a_{t-m}^2 \quad (4)$$

GARCH: generaliza los modelos ARCH haciendo que la varianza condicional dependa no sólo de los cuadrados de las perturbaciones sino además, de las varianzas condicionales de los períodos anteriores. La ecuación de la varianza de un GARCH(1,1) es la siguiente:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad \alpha_0 > 0, \alpha_1 \geq 0, \beta_1 \geq 0, \alpha_1 + \beta_1 < 1 \quad (5)$$

EGARCH: modela no el nivel de la varianza sino su logaritmo. Además considera la respuesta asimétrica que suele presentar la varianza condicional de series financieras ante perturbaciones positivas y negativas.

$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \frac{1 + \beta_1 B + \dots + \beta_{s-1} B^{s-1}}{1 - \alpha_1 B - \dots - \alpha_m B^m} \cdot g(\varepsilon_{t-1}) \quad B \text{ es el rezago tal que } B^s g(\varepsilon_t) = g(\varepsilon_{t-1}) \quad (6)$$

Donde la función del error incorpora efectos lineales pero también asimétricos:

$$g(\varepsilon_t) = \theta * \varepsilon_t + \gamma * [|\varepsilon_t| - E(|\varepsilon_t|)]$$

El modelo univariado propuesto para el presente estudio es el siguiente:

$$R_t = C + \sum_{k=1}^n C_k X_k + \sum_{k=1}^p \varphi_k \gamma_{t-k} \sum_{k=1}^q \theta_k a_{t-k} \quad (7a)$$

$$\sigma_t^2 = f(\sigma_0^2, \sigma_{t-1}^2, a_{t-1}^2, ABS(S\&P500)_t, ABS(DEVALUACION)_t, FEX_CAP_t) \quad (7b)$$

Donde, R_t es el rendimiento diario del mercado accionario, los X_k corresponden a las variables DEV , $SP500$, FEX_CAP , $T*SP500$ y $FEX_CAP*SP500$, T y los términos γ_{t-k} y a_{t-k} a los efectos AR y MA, respectivamente, necesarios para garantizar que los residuales sean ruido blanco. La forma funcional específica de la ecuación de la varianza (7b), dependerá de si se tiene un modelo GARCH o uno EGARCH.

Así mismo, se hizo uso de variables *dummy* para filtrar efectos de día de la semana, día del mes y días festivos. También se emplearon algunas *dummies*, específicas de cada país, cuando fue necesario filtrar rendimientos extremos (“*outliers*”). Se asegura de esta forma que se obtiene ruido blanco en cada una de las series, comprobado con los correlogramas de residuales en nivel y residuales al cuadrado.

Para finalizar, es válido resaltar que los modelos ARCH- GARCH permiten una buena modelación en series financieras de alta frecuencia, tanto por sus buenas propiedades asintóticas como por su capacidad de predecir el corto plazo. Sin embargo se han mostrado ineficientes para modelación a mediano y largo plazo de series de menor frecuencia, (D. Arce Borda, 2004). Adicionalmente, al ser modelos univariados no tienen en cuenta los efectos interactivos múltiples entre las diferentes variables en un mercado. Lo anterior justifica el uso de los modelos tipo VAR, descritos en la siguiente sección.

2.2.2. Vectores Autorregresivos VAR no estructurales

Los modelos de Vectores Autorregresivos (VAR) no estructurales se utilizan en esta investigación debido a la posibilidad de modelar varias series de manera conjunta considerando la interdependencia entre ellas. Así mismo, su uso en estudios similares hace relevante y necesaria su aplicación.

El VAR no estructural se define como un sistema de ecuaciones simultáneas en el que cada una de las variables es explicada por sus propios rezagos y los del resto de variables del sistema. Es decir, todas las variables son consideradas endógenas. Por ejemplo, La forma general para un modelo de autorregresión vectorial con dos rezagos para cada una de dos variables endógenas incluyendo la constante sería:

$$Y_t = \alpha_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \beta_3 X_{t-1} + \beta_4 X_{t-2} + \varepsilon_{1t} \quad (8a)$$

$$X_t = \alpha_1 + \beta_5 Y_{t-1} + \beta_6 Y_{t-2} + \beta_7 X_{t-1} + \beta_8 X_{t-2} + \varepsilon_{2t} \quad (8b)$$

Para efectos de este estudio, y siguiendo parcialmente Richards (2005), se consideran como variables endógenas, en frecuencia mensual: los rendimientos de los mercados accionarios (*RENDIMIENTO*), la volatilidad (*VOLAT*), el beta (*BETA*) y los flujos de capital extranjero sobre capitalización (*FEX_CAP*). Las fechas de estudio para cada país se muestran en el Cuadro 2.

De esta manera el modelo propuesto para el estudio es el siguiente:

$$R_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^L \beta_K R_{t-K} + \sum_{k=1}^L \rho_K V_{t-K} + \sum_{k=1}^L \delta_K B_{t-K} + \sum_{k=1}^L \tau_K FC_{t-K} + \varepsilon_{1t} \quad (9a)$$

$$V_t = \alpha_1 + \sum_{k=1}^L \beta_K R_{t-K} + \sum_{k=1}^L \rho_K R_{t-K} + \sum_{k=1}^L \delta_K B_{t-K} + \sum_{k=1}^L \tau_K FC_{t-K} + \varepsilon_{2t} \quad (9b)$$

$$B_t = \alpha_2 + \sum_{k=1}^L \beta_K R_{t-K} + \sum_{k=1}^L \rho_K V_{t-K} + \sum_{k=1}^L \delta_K R_{t-K} + \sum_{k=1}^L \tau_K FC_{t-K} + \varepsilon_{3t} \quad (9c)$$

$$FC_t = \alpha_3 + \sum_{k=1}^L \beta_K R_{t-K} + \sum_{k=1}^L \rho_K V_{t-K} + \sum_{k=1}^L \delta_K B_{t-K} + \sum_{k=1}^L \tau_K R_{t-K} + \varepsilon_{4t} \quad (9d)$$

Donde:

R_t : corresponde a los rendimientos de los índices accionarios (*RENDIMIENTO*)

V_t : corresponde a la volatilidad de las series de rendimientos (*VOLAT*)

B_t : es el beta calculado en la regresión (2) (*BETA*)

FC_t : es la serie de flujos de portafolio sobre capitalización. (*FEX_CAP*)

$\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t}, \varepsilon_{4t}$: son los términos de error de cada una de las series.

β, ρ, δ y τ : corresponden a los coeficientes de las variables del modelo

L : Número de rezagos necesarios en el modelo, diferente para cada país.

El primer paso para ajustar el VAR no estructurado consiste en hallar el número de rezagos (*lag*) óptimo a través de los criterios de información Akaike (AIC) y Schwarz (SBC), a efectos de tener un modelo parsimonioso. Para esto se realizó corridas de distintos modelos considerando las cuatro variables, garantizando que cada corrida se basara en el mismo número de datos. De esta forma, se escogió como óptimo aquel número de rezagos que entregara el menor valor del indicador AIC o SBC. En caso de encontrarse una contradicción entre las pruebas, se eligió el de menor valor SBC. (Enders, 2005)

Después de esto, se realizaron pruebas de ruido blanco de los residuales del conjunto de cuatro ecuaciones, haciendo uso del test de Autocorrelación LM incluyendo 12 lags y la prueba de heterocedasticidad de VAR. Con el fin de garantizar ruido blanco en el modelo fue preciso incrementar lags o incluir dummies que filtraran valores extremos.

Por último, se realizó el Test de Granger en bloque (“Block Exogeneity Wald Test”) que permite poner a prueba posible causalidad entre las variables. Esta prueba se implementa como un test de Wald, en el que se corre el modelo excluyendo los rezagos de la variable asumida como exógena y se pone a prueba si esto implica un cambio significativo en el

mismo. Si esto es así, se entiende que la variable exógena aporta en la predicción de los valores futuros de la variable endógena y que, por lo tanto, la causa en el sentido de Granger. (Enders, 1995)

Ahora, si bien el test de Granger permite poner a prueba la relación de causalidad, no entrega el signo de la relación entre las variables, ni permite entender el efecto dinámico entre las mismas. Para ello se emplea el diagrama *Función de Impulso – Respuesta*⁶, una de las aplicaciones más usuales del VAR, que traza la respuesta de las variables endógenas ante una alteración (“shock”) en la variable exógena.

Cuadro 2

Rango de fechas objeto de estudio para cada uno de los países analizados en el modelo VAR no estructurado

Argentina	31/05/1999 - 31/12/2008
Brasil	31/01/1999 - 31/12/2008
Chile	30/11/1998 - 31/12/2008
Colombia	31/07/2001 - 31/12/2008
Mexico	30/11/1998 - 31/12/2008
Perú	31/01/1999 - 31/12/2008

2.3. Resultados esperados

En este punto, es importante establecer los efectos esperados que tienen las variables de control y de interés sobre los rendimientos de los mercados accionarios, con base en estudios empíricos y teóricos previos; con relación a la tasa de cambio se encuentran dos teorías básicas, la del balanceo de portafolios y la del mercado de bienes. El primer enfoque, desarrollado por Frenkel (1993), plantea que una tendencia alcista en el

⁶ Esta función hace uso de la Descomposición de Cholesky para ortogonalizar los errores. La factorización de Cholesky permite resolver sistemas de ecuaciones matriciales, descomponiendo las matrices simétricas definidas positivas en el producto de dos matrices. Es importante tener en cuenta que si se cambia el orden de las variables de interés se puede obtener resultados completamente distintos de la función Impulso-Respuesta.

mercado de valores suele atraer inversionistas extranjeros, presionado al alza la moneda local. Esta teoría es desarrollada, entre otros por Ferrari y Amalfi (2007) quienes concluyen, para el caso colombiano, que la poca profundidad del mercado obliga a los inversionistas a diversificar sus riesgos en la bolsa de valores empleando la compra de divisas como primera alternativa, lo que sugiere una relación negativa entre los rendimientos y la tasa de cambio. El mismo estudio afirma que a medida que los mercados locales son más pequeños, es mucho mayor el efecto de los flujos de capitales sobre la tasa de cambio y de esta, a su vez, sobre el mercado accionario

Por otra parte, la teoría de mercado de bienes, desarrollada por Dornbush y Fischer (1980), afirma que los movimientos en la tasa de cambio afectan la capacidad de producción y por ende de generación de ingresos y utilidades de las compañías, haciéndolas más o menos competitivas dependiendo de si su actividad es netamente exportadora o importadora. De esta manera, podría hablarse de relación significativa positiva en los casos donde las empresas representativas del mercado accionario sean principalmente exportadoras.

Adicionalmente Ferrari y Amalfi (2007) recopilan evidencia empírica de diversas investigaciones, que pueden dividirse en dos grupos: el primero que encuentra relación significativa y positiva entre los rendimientos del mercado accionario y la tasa de cambio, y el segundo que encuentra relación significativa pero negativa. En el primer grupo están: Kearney (1998) en un estudio realizado en Irlanda, Kasman (2003) quien se concentró en Turquía, Aquino (2002) que aunque halló relación significativa concluyó que los resultados dependían de las empresas analizadas, y Tahir y Ghani (2002) quienes encontraron relaciones positivas para el mercado en Bahrein. De otro lado, en el segundo grupo están Fang (2001) quien estudió el mercado en Taiwán y Muller y Vershoor (2004) quienes analizan al mercado asiático. Finalmente, contrario a los anteriores, una mayoría de estudios no han reportado una relación significativa alguna entre la devaluación y los rendimientos del mercado accionario.

En cuanto al S&P500 es inevitable esperar una relación positiva entre los mercados latinoamericanos, y los desarrollados. La globalización financiera y de mercados de bienes y servicios ha sido quizás la principal razón de que, en las últimas décadas, la mayoría de acontecimientos de tipo económico y financiero afecten en mayor o menor medida las economías emergentes y sus mercados bursátiles. Esto implica la existencia de un rendimiento sistémico mundial (Bodie, Kane y Marcus 2005).

Algunos estudios como el de Bernelli y Ganguly (2007) han investigado la relación entre los mercados financieros de países desarrollados y emergentes. Específicamente, los autores consideran a Estados Unidos y los siete mercados financieros más importantes de Latinoamérica, dividiendo la muestra en períodos “tranquilos” y “turbulentos” y enfocándose en los mercados de acciones, bonos y divisas. El estudio reporta una relación positiva y significativa importante para los mercados accionarios, mostrando incluso un aumento en la sensibilidad de los mercados latinos en períodos de turbulencia financiera.

Por su parte, Lucey y Zhang (2007) estudian la relación entre siete mercados de valores latinoamericanos, Estados Unidos y un “benchmark” regional. Su investigación es realizada luego de la liberalización financiera de la mayoría de países en Latinoamérica, y encuentra una relación positiva y robusta a corto plazo entre estos mercados. Adicionalmente, investigaciones como las de Huang, Yang y Hu (2000), Masih y Masih (2001 y 2002) y Climent y Meneu (2002), citados por Miralles y Miralles (2005), estudian las consecuencias que tuvo la crisis asiática del 97 sobre distintos mercados a nivel mundial, destacando la importante influencia del mercado accionario estadounidense sobre el total de países estudiados.

De otro lado, los estudios realizados por Nelson (1991) presentan evidencia del impacto asimétrico que sobre la volatilidad tienen los anuncios de buenas y malas noticias en los mercados financieros. Otros autores como Booth, Martikainen y Tse (1997) llegan a la misma conclusión pero haciendo énfasis en que las malas noticias tienen un mayor efecto sobre la volatilidad. Los efectos asimétricos del rendimiento sobre la volatilidad, por los

cuales rendimientos positivos (negativos) deben causar menores (mayores) volatilidades, deben reflejarse tanto en el modelo de la varianza (7b) como en el modelo VAR (9).

Con relación al efecto de los flujos extranjeros (FEX_CAP) sobre los rendimientos, se espera una relación positiva entre las mismas, tanto en el modelo univariado (7) como en el modelo VAR (9). La literatura propone dos explicaciones. En primer lugar, es posible que las compras (ventas) de los inversionistas extranjeros de corto plazo presionen al alza (baja) los precios de un mercado accionario emergente, en lo que se ha denominado “presión de precios” (Froot et al, 2001). Alternativamente, los flujos son atraídos por alzas en los precios en dichos mercados y la expectativa de que dicha tendencia continúe, en lo que se ha denominado “cazadores de tendencias” (Richards, 2005). Esta relación de causalidad puede ponerse a prueba, hasta cierto punto, en el modelo VAR propuesto.

En cuanto al efecto desestabilizante de los flujos de capital extranjero en la volatilidad y los betas del mercado accionario, la literatura no es concluyente. Como se expuso en la Sección 1, hay autores que encuentran evidencia de dichos efectos (Frenkel y Menkhoff, 2003; Bae, Chan y Ng, 2004), mientras que hay otros que no reportan estos resultados (Rea, 1996; Dvorák, 2001; Alemmanni y Haas, 2006).

En principio, se espera que el efecto de los flujos extranjeros sea el de aumentar la sensibilidad del mercado local a los mercados internacionales (Bekaert y Harvey, 2000), por lo cual se presume que el efecto de la variable interactiva $FEX_CAP*SP500$ en la ecuación de la media (7a) sea positivo. Similarmente, en la ecuación de la volatilidad (7b) se espera un efecto positivo de la variable FEX_CAP , que evidencie una mayor variabilidad de los rendimientos debida a flujos netos positivos extranjeros. Por las mismas razones, en el modelo VAR se espera que FEX_CAP cause, en el sentido de Granger, mayores volatilidades y betas.

De otro lado, el término $SP500*T$ se incluye para controlar cualquier otro efecto económico distinto a los flujos extranjeros que esté haciendo aumentar el riesgo sistémico de los mercados latinoamericanos en el tiempo. Ejemplo de dichos efectos serían la mayor

integración con las economías internacionales, los mejores sistemas de información, la mayor presencia de ADRs, entre otros. Se espera que este término tenga, por ende, un coeficiente positivo en el modelo (7a).

Con base en lo anterior, los signos esperados en el modelo se resumen a continuación:

Tabla 2
Signos esperados en variables explicativas

1. MODELO UNIVARIADO: ARCH- GARCH- EGARCH

Variable	Efecto Esperado	Justificación
MEDIA		
<i>S&P500</i>	Positivo	Se espera un beta positivo entre los mercados LA y extranjeros
<i>Devaluación</i>	Negativo	Efecto sustitución de inversiones
<i>FEX_CAP</i>	Positivo	Efecto "cazadores de retornos" o "Presión de precios"
<i>T*S&P500</i>	Positivo	Una mayor integración de los mercados
<i>FEX_CAP*S&P500</i>	Positivo	Se cree que los flujos aumentan el riesgo sistémico del mercado
VARIANZA		
<i>Abs(Devaluación)</i>	Positivo	Si es un factor de riesgo en los mercados accionarios, su volatilidad se debe propagar a los rendimientos
<i>Abs(S&P500)</i>	Positivo	
<i>FEX_CAP</i>	Positivo	Se cree que los flujos extranjeros por efectos de liquidez o psicológicos hacen más volátiles los mercados.

2. MODELO MULTIVARIADO: VECTORES AUTORREGRESIVOS (VAR)

Variable	Causa	Variable	Efecto esperado	Justificación
FEX	Causa	Beta	Positivo	
FEX	Causa	Volat	Positivo	
FEX	Causa	Rend	Positivo	Presión de precios
Rend	Causa	FEX	Positivo	Cazadores de retornos

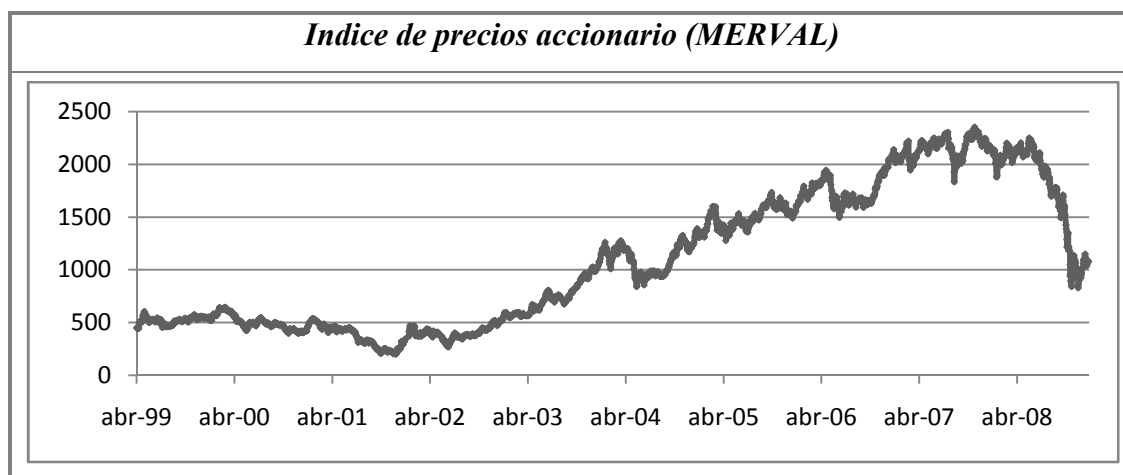
2.4. Estadísticas Resumen

Como una introducción a los resultados del estudio es importante observar el comportamiento en el tiempo de las principales series del estudio: los precios de los índices accionarios, la volatilidad, el beta, *FEX_CAP* y la participación de fondos extranjeros (“Holdings” / Capitalización). Esto permite un acercamiento intuitivo a las relaciones objeto del estudio.

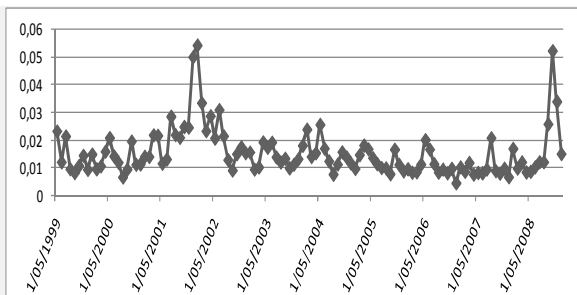
Argentina

Gráfico 1

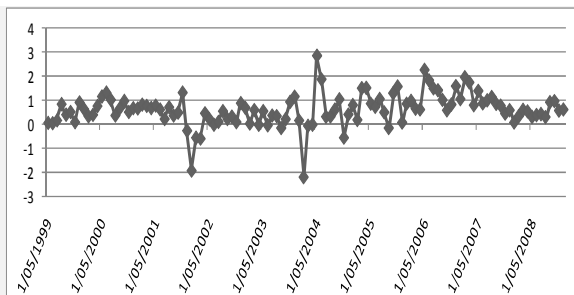
Series de precios accionarios, volatilidad, beta, participación de fondos extranjeros y Flujos de Portafolio /Capitalización para Argentina



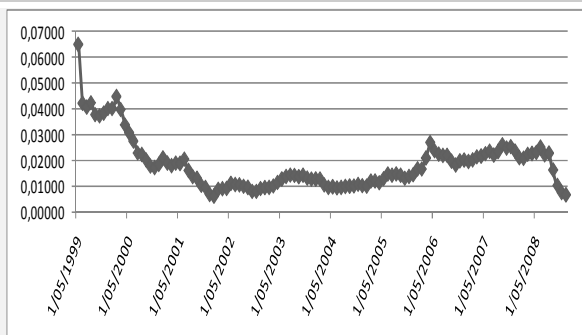
Volatilidad



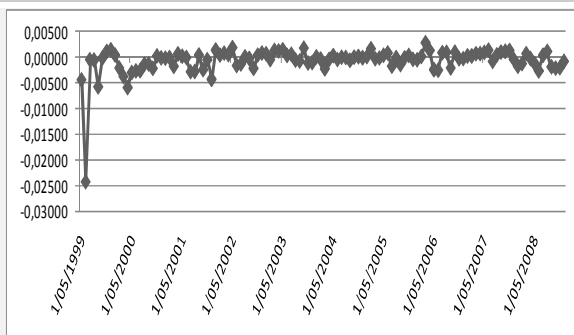
Beta



Holdings / Capitalización de Mercado



Flujos de Portafolio / Capitalización

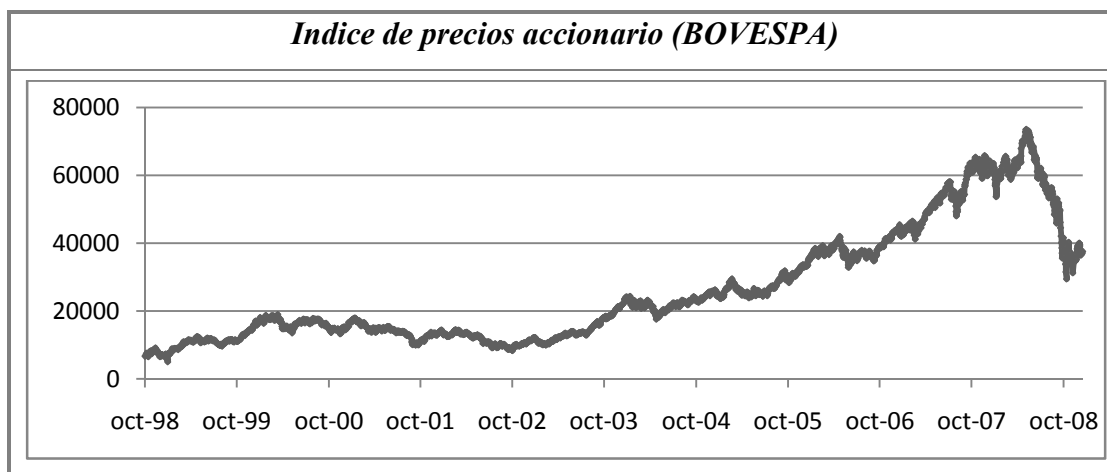


En la gráfica 1, se observa una tendencia creciente en el índice de precios hasta mediados de 2008. En dicho período empiezan a observarse los efectos de algunos conflictos internos como el del gobierno con el sector agropecuario (Clarín, Julio 2008), seguidos por la crisis mundial originada por las hipotecas subprime, que trajo como consecuencia una caída acumulada en el índice Merval del 50%, la mayor pérdida en 10 años (Clarín, Octubre de 2008; Efe, Diciembre de 2008). La serie de volatilidad muestra dos picos, uno correspondiente a la crisis del Corralito y otro que coincide con la crisis mundial. Por su parte, el Beta exhibe un comportamiento creciente alcanzando valores hasta de tres en 2004, pero cambia su tendencia a partir de la mitad de 2007 estableciéndose en niveles inferiores a uno. Finalmente, se aprecia una caída importante de la inversión extranjera desde 1999, aparentemente asociada a la crisis del Corralito, que sólo vuelve a recuperarse a inicios de 2002, manteniéndose en niveles discretos y relativamente estables hasta finales de 2008 donde, como en casi todos los países latinoamericanos, se presentó una huida de capitales como consecuencia de la crisis. En principio no parece haber una asociación obvia entre los flujos o posiciones de extranjeros y las variables de riesgo, volatilidad y beta.

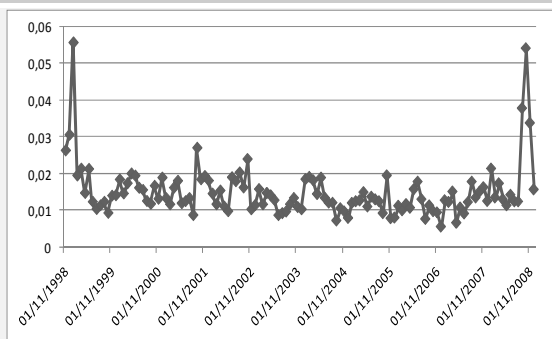
Brasil

Gráfico 2

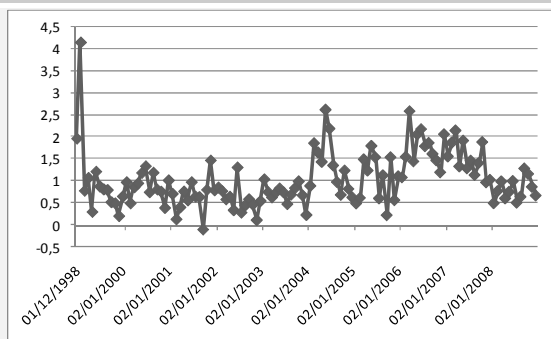
Series de precios accionarios, volatilidad, beta, participación de fondos extranjeros y
Flujos de Portafolio /Capitalización para Brasil



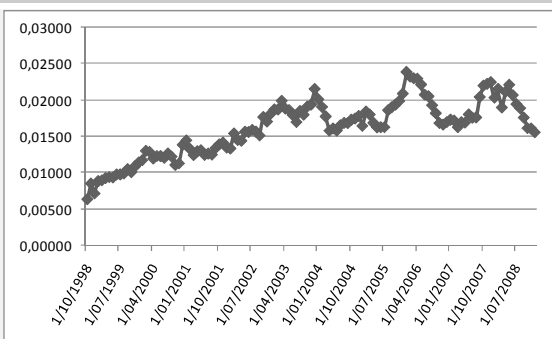
Volatilidad



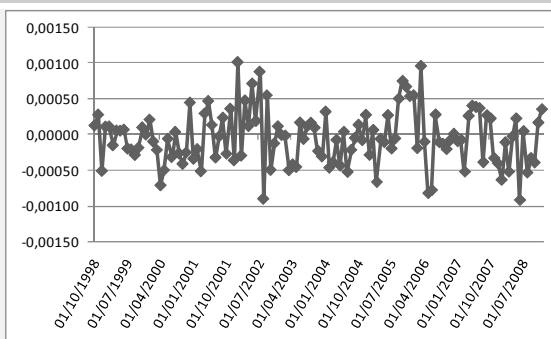
Beta



Holdings / Capitalización de Mercado



Flujos de Portafolio / Capitalización

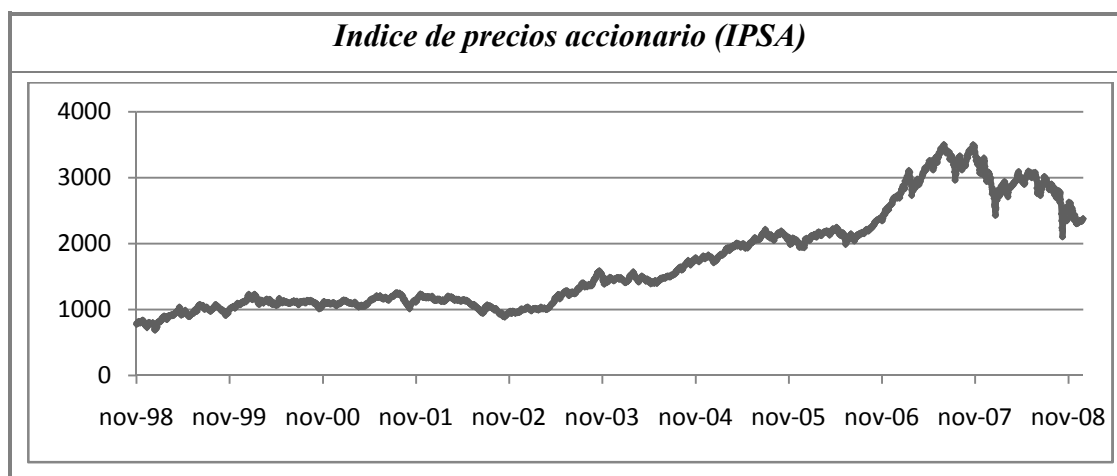


La gráfica 2 muestra la evolución de las variables para Brasil. El índice de precios exhibe una tendencia alcista constante, común para los mercados latinoamericanos, hasta un poco después de mediados del 2008, fecha en la que se presenta una fuerte caída que alcanza el 41% a cierre de año, asociada a la crisis mundial (Efe, Diciembre de 2008). La serie de volatilidad muestra un pico tanto al comienzo como al final de la serie que corresponde a las crisis brasileña y de las hipotecas subprime, respectivamente. Por su parte, el Beta exhibe un comportamiento creciente y alcanza valores por encima de 0.5 para la mayor parte del período posterior al 2005, llegando incluso a valores entre 1.5 y 2. Finalmente, se aprecia la participación creciente de los fondos extranjeros en el mercado brasileño, específicamente hasta mediados del 2006, pero también la salida de flujos después de este período. La variabilidad de dichos capitales se pone de manifiesto en la serie de *FEX_CAP*. En principio parecería haber una asociación entre la participación de fondos y el beta del mercado.

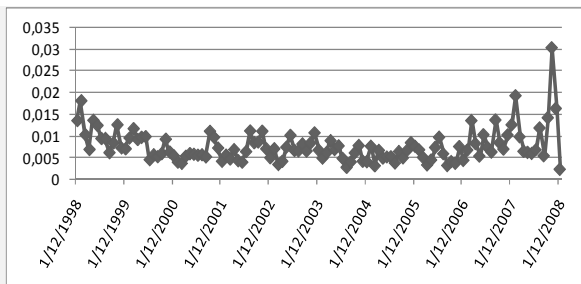
Chile

Gráfico 3

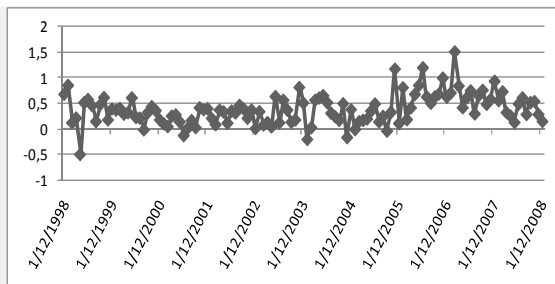
Series de precios accionarios, volatilidad, beta, participación de fondos extranjeros y Flujos de Portafolio /Capitalización para Chile



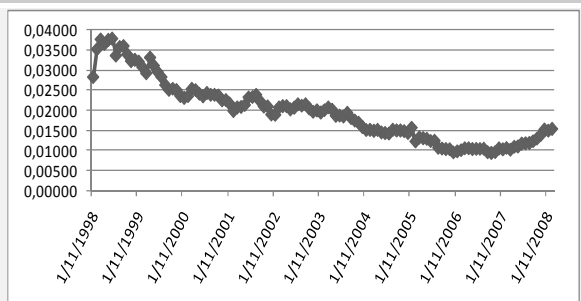
Volatilidad



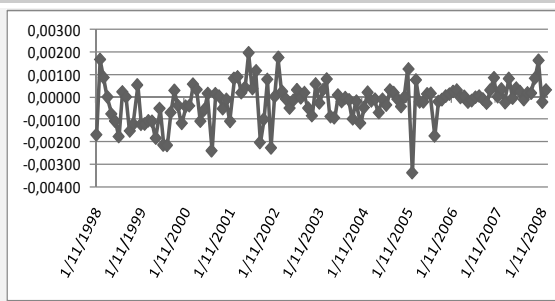
Beta



Holdings / Capitalización de Mercado



Flujos de Portafolio / Capitalización

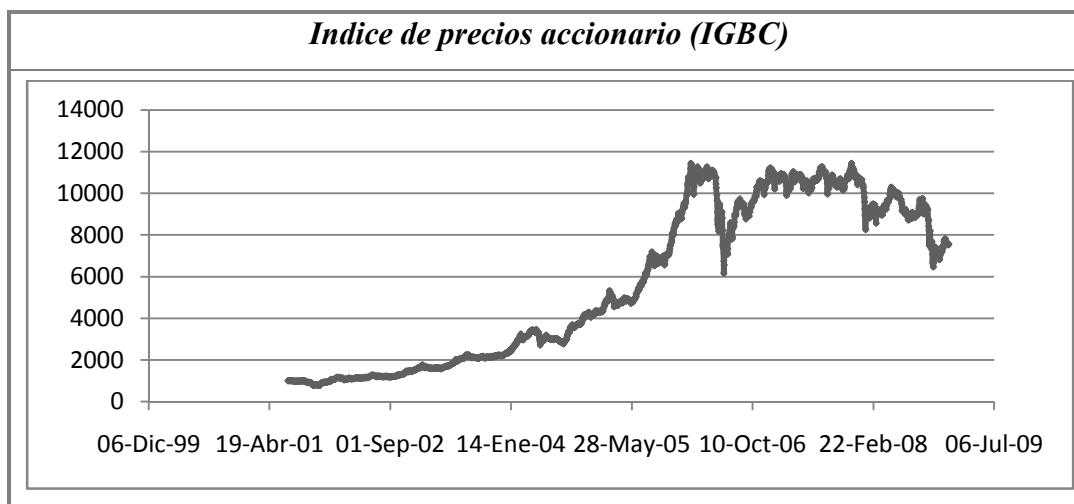


La gráfica 3 muestra una tendencia positiva en el índice de precios accionarios con dos baches que se deben destacar, uno luego del tercer trimestre de 2007 asociado al comienzo de la crisis hipotecaria de Estados Unidos y otro durante el cuarto trimestre de 2008 donde se observa una caída que, a cierre de año, alcanzó el 20% del valor registrado a inicios de 2008 (Efe, Diciembre de 2008). La serie de volatilidad muestra un pico asociado con dicha crisis. Por su parte, se observa un Beta con un comportamiento estable que logra su mayor valor a inicios de 2007, período en el que alcanzó el 1.5; aún así debe destacarse el descenso a finales de 2008 llegando a niveles cercanos a cero. Finalmente, se observa una reducción de la inversión extranjera a lo largo del tiempo, viéndose un cambio de tendencia durante todo el período de 2008, lo anterior indicaría un comportamiento contrario a lo observado en la región, aparentemente por el bajo crecimiento del PIB en Chile en los últimos siete años. En cualquier caso, parece un resultado paradójico, ya que aunque ha aumentado la inversión extranjera, su beta se ha reducido. Se observa, además, un patrón de variabilidad decreciente en los flujos de portafolio.

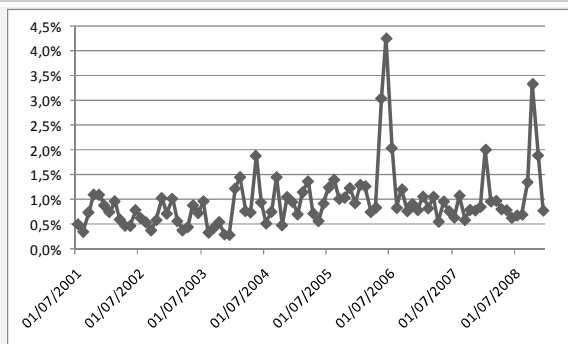
Colombia

Gráfico 4

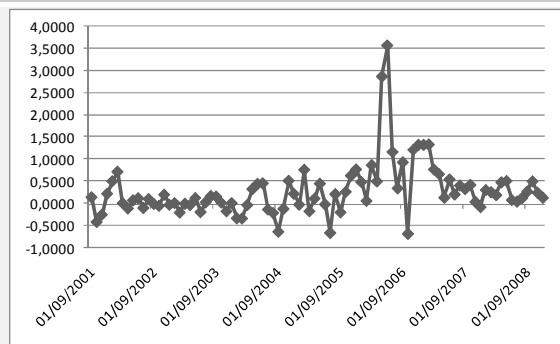
**Series de precios accionarios, volatilidad, beta, participación de fondos extranjeros y
Flujos de Portafolio /Capitalización para Colombia**



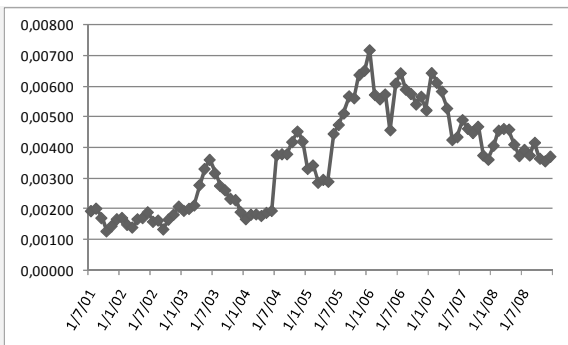
Volatilidad



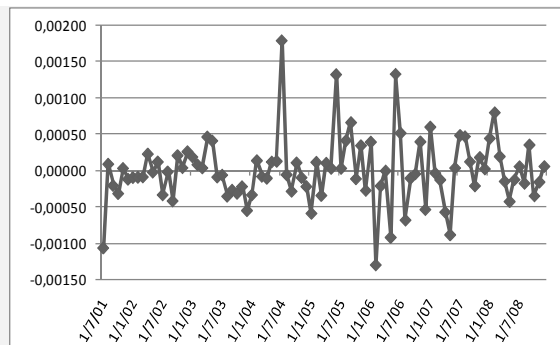
Beta



Holdings / Capitalización de Mercado



Flujos de Portafolio / Capitalización

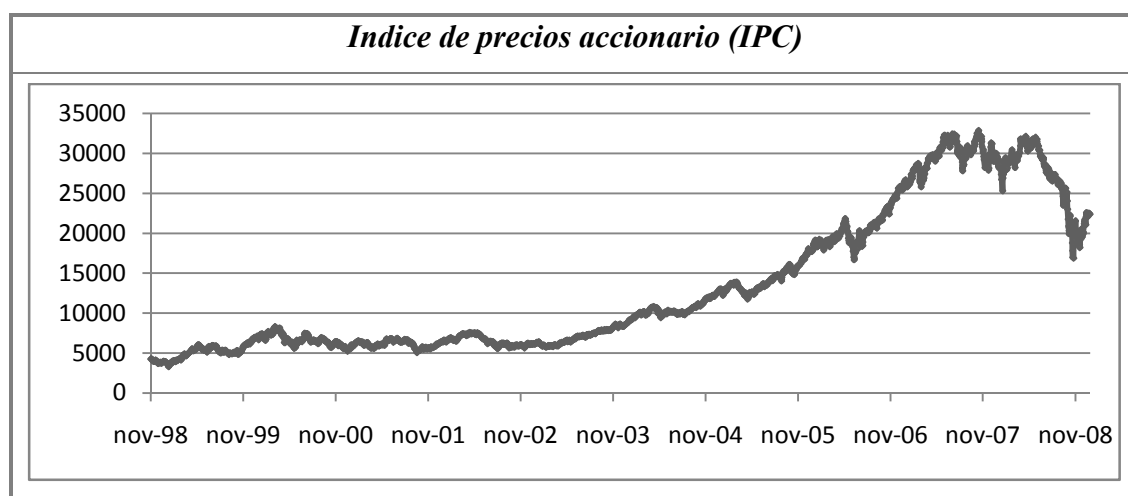


La gráfica 4 muestra la evolución de las variables en Colombia. Para el índice accionario se debe destacar dos momentos de caída en el precio, uno producto de la crisis financiera de 2006 que tuvo su etapa más álgida entre abril y junio de ese año y que ocasionó una desvalorización del mercado accionario en más del 30% (Portafolio, Enero de 2007); y la otra correspondiente a la caída en la bolsa de casi una tercera parte de su valor, producto de la crisis financiera mundial (Efe, Diciembre de 2008). Estas crisis ocasionan importantes picos de volatilidad en ambos periodos y un incremento en la sensibilidad del mercado local con relación al extranjero para el periodo de 2006. La inversión extranjera de portafolio se destaca por su excesiva variabilidad a lo largo del tiempo, presentando una tendencia decreciente desde inicios de 2006. Parece haber una cierta asociación entre la presencia de fondos en el mercado y unos mayores betas y volatilidades.

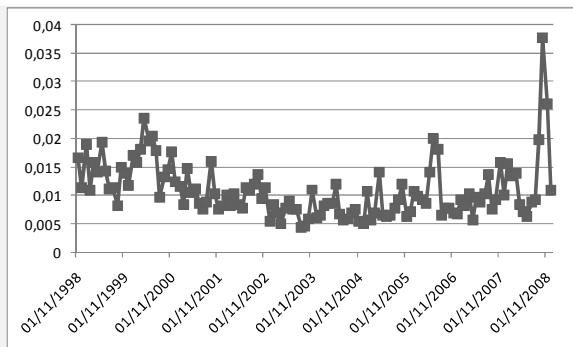
Mexico

Gráfico 5

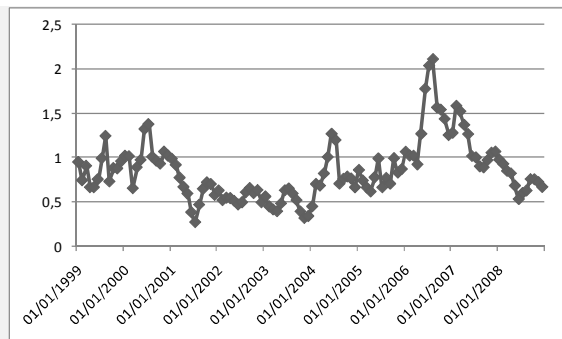
Series de precios accionarios, volatilidad, beta, participación de fondos extranjeros y Flujos de Portafolio /Capitalización para México



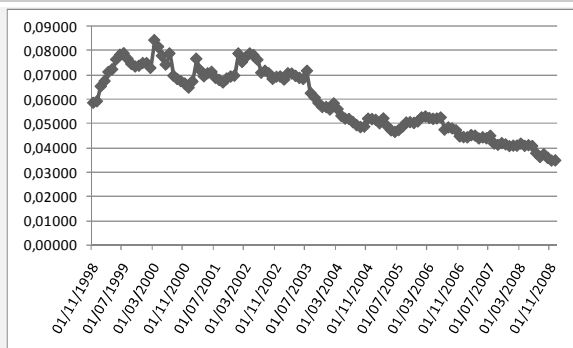
Volatilidad



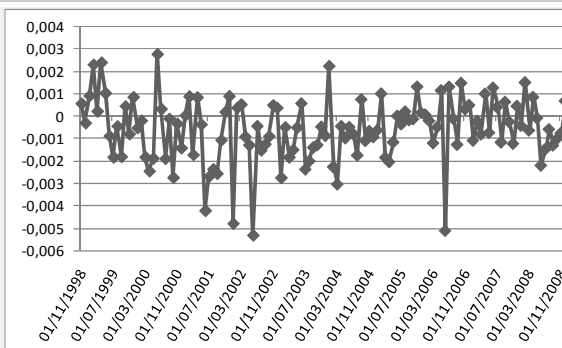
Beta



Holdings / Capitalización de Mercado



Flujos de Portafolio / Capitalización

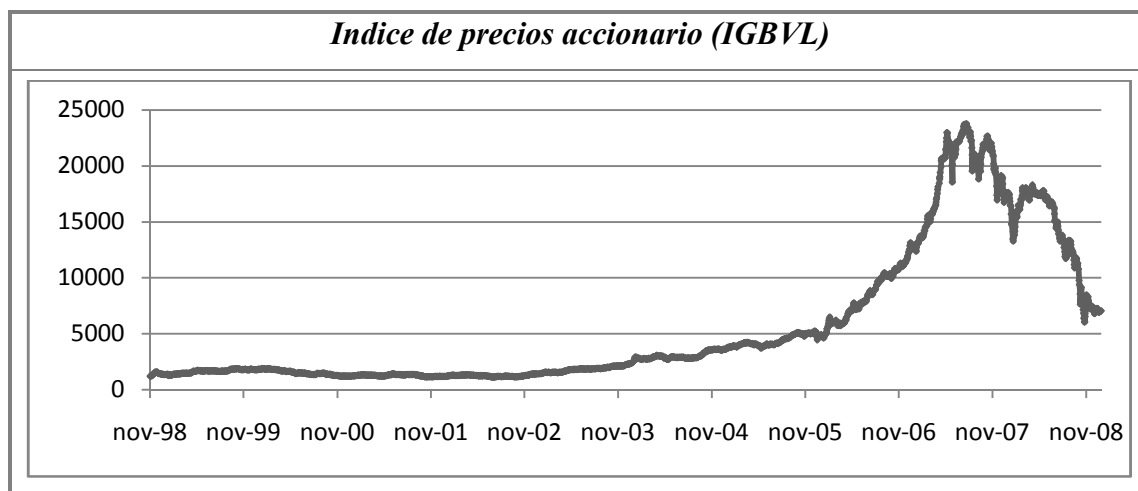


La gráfica 5 presenta un índice de mercado accionario con una tendencia creciente que se mantiene hasta el tercer trimestre del 2008, período después del cual el mercado de valores mexicano sufre una caída acumulada cercana al 24% (Efe, Diciembre de 2008), lo cual es bastante similar, en términos generales, a la evolución de los demás mercados en estudio. La serie de volatilidad se mantiene estable, presentando un segmento de grandes variaciones en los últimos meses del 2008. Por su parte, el Beta exhibe un comportamiento creciente alcanzado valores promedio cercanos a uno, llegando incluso a estar entre 1.5 y 2 finalizando el año 2006. Sorprendentemente se observa una tendencia decreciente de la inversión extranjera de portafolio, con una variabilidad importante en los flujos durante todo el período analizado. Para el caso Mexicano se observa una cierta relación entre flujos netos crecientes la volatilidad y el beta.

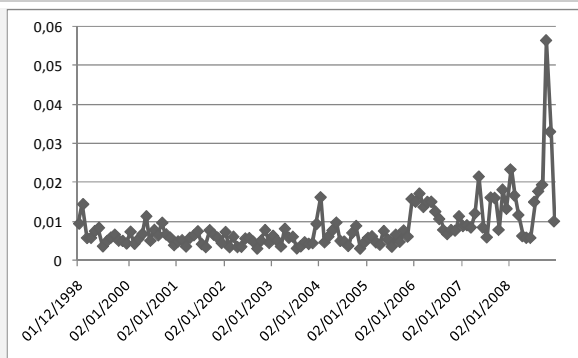
Perú

Gráfico 6

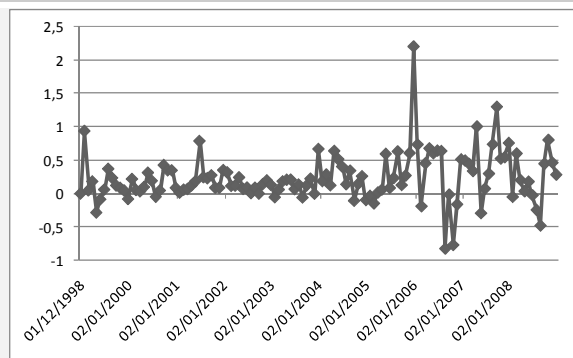
Series de precios accionarios, volatilidad, beta, participación de fondos extranjeros y
Flujos de Portafolio /Capitalización para Perú



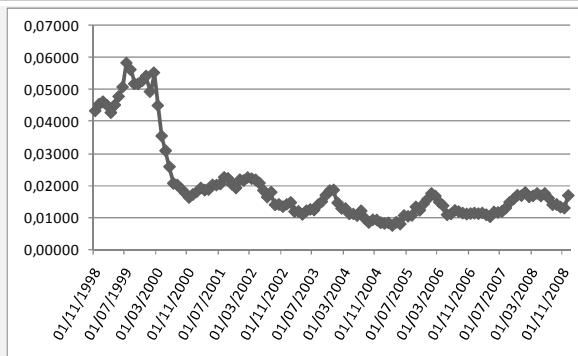
Volatilidad



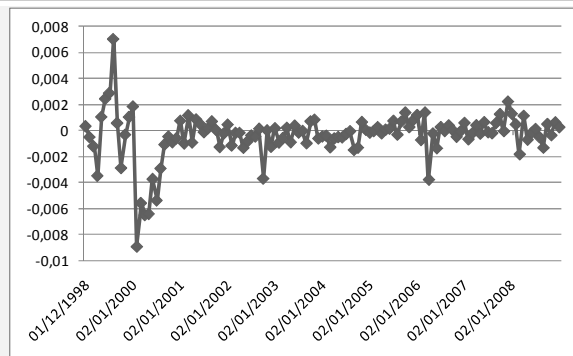
Beta



Holdings / Capitalización de Mercado



Flujos de Portafolio / Capitalización



La gráfica 6 muestra la evolución de las variables en Perú. En el comportamiento del índice, se observa además del patrón creciente, común para los demás mercados latinoamericanos, una tendencia decreciente desde mediados de 2007, explicable por la caída de los precios de los metales básicos, y otros factores externos (Bolsa de Valores de Lima, 2007). Así mismo, la crisis financiera mundial hace más contundente la caída a cierre de 2008, al provocar una desvalorización del mercado accionario de casi el 60% (Efe, Diciembre de 2008). Aún así sólo se observa un período de volatilidad creciente en los dos últimos años, destacándose un Beta positivo en promedio, pero con importantes variaciones durante el período observado. Por su parte, los flujos de capital extranjero no presentan altas volatilidades desde el 2002 y se mantienen desde entonces en niveles de participación relativamente estables.

3. Evidencia empírica

Esta sección resume y comenta los resultados de la investigación utilizando la metodología descrita.

3.1.1. Modelo Univariado: Media

En la tabla 3 se presentan los resultados del modelo univariado de rendimientos diarios, con efectos ARMA y de volatilidad condicional [7a y 7b].

Inicialmente se discutirán los resultados obtenidos con las variables control. En el caso de la devaluación presentó el efecto esperado, negativo y estadísticamente significativo al 5%, en cinco de nueve casos. Las excepciones son Colombia y Argentina. En general la evidencia soporta el enfoque de “Balance de portafolio” reportado por Frankel (1983), en el cual los inversionistas extranjeros, al entrar (salir) de un mercado accionario presionan a la baja el mercado cambiario y al alza (baja) los precios de las acciones, creando una correlación negativa entre ambos mercados. De otro lado, el signo positivo y significativo en el caso de Argentina después del Corralito, soporta una relación directa entre ambos

mercados, consistente con el enfoque del mercado de bienes de Dornbusch and Fischer (1980).

Por otro lado, el coeficiente *SP500* se muestra significativo y positivo en todos los países exceptuando Colombia antes de la crisis del 2006 y Perú en el segundo período. Este resultado no es sorprendente y aporta evidencia de la integración de los mercados latinoamericanos a los mercados financieros internacionales. Nótese, además, que el beta de Perú en el primer período (0.08), aunque significativo, es bastante bajo comparado con los demás. Tiene sentido, de otro lado, que los betas bajos o no significativos correspondan a los dos mercados menos desarrollados e históricamente menos demandados por inversionistas internacionales.

Con la variable interactiva *T*SP500* se detecta la evolución en el beta a través del tiempo. Esta variable es significativa y positiva, al menos al 10%, en cinco de los nueve casos, correspondiendo a una tendencia al aumento del beta a lo largo del tiempo. Este efecto es particularmente alto para Brasil y los dos períodos de Argentina, para los cuales el beta aumentó alrededor 0.30, 0.43 y 0.48, respectivamente, durante los respectivos períodos de estudio⁸. Las excepciones son los dos modelos de Colombia, México y Perú en el segundo período.

⁸ Se calcula como el coeficiente \times número de años \times 250 días bursátiles por año.

Tabla 3
Resultados del Modelo Univariado

VARIABLES	PAIS	COLOMBIA		ARGENTINA				CHILE		MEXICO		BRASIL		PERU					
		Antes de la Crisis		Despus de la crisis		Antes del corralito		Despus del corralito											
		Coefficiente	Significancia	Coefficiente	Significancia	Coefficiente	Significancia	Coefficiente	Significancia	Coefficiente	Significancia	Coefficiente	Significancia	Coefficiente	Significancia				
Media																			
Devaluación	+	0.0067	0.9015	0.060852	0.2882			0.120531	0.0187	-0.380357	0	-0.135377	0	-0.617492	0	-0.369496	0.0194		
Rend SP500	+	-0.0291	0.4083	0.621432	0	0.45871	0.0002	0.320513	0	0.674816	0	0.188717	0	0.633611	0	0.078879	0.1188		
FXCAP	+	2.2071	0.0119	2.69544	0.1789	0.316668	0.0987	0.197855	0.5241	0.15999	0.1326	-0.08417	0.7254	0.98444	0.153	-0.166061	0.3468		
FXCAP *SP500	+	116.1709	0.0672	-209.5266	0.0568	12.14835	0.4209	32.9021	0.1456	-11.1782	0.1326	-9.906241	0.5485	-92.19098	0.1416	0.511082	0.0001		
SP5000*T	+	0.0001	0.314	-0.000778	0.0017	0.000574	0.0627	0.000275	0	3.69E-05	0.204	8.80E-05	0	0.00012	0.0002	2.36E-05	0.9358		
T		0.0000	0.2231	-5.88E-06	0.0467	-1.08E-05	0.0048	-1.81E-06	0.0141	3.41E-07	0.2786	2.04E-07	0.4494	-3.82E-08	0.9173	1.42E-06	0		
AR		1		1						2		1		3		1			
MA		-		1			1		1								1		
Varianza																			
Abs devaluación	+	0.8357	0.9007	5.585302	0.5954			4.011262	0.0075	1.24E-01	0.1236	0.000453	0.007	0.000292	0.2369	0.001096	24.73722	0.1182	
Abs rend SP500	+	-5.7205	0.0659	12.80492	0.0206	2.30619	0.5797	1.064602	0.3443	5.70E-01	0.5697	0.00028	0.0086	0.001283	0	-0.000168	0.0488	14.63956	0.0012
FXCAP	+	18.9250	0.5817	18.05959	0.9019	-1.78286	0.6349	-21.63706	0.0031	0.00E+00	0	-0.001075	0.0296	-0.001921	0.3819	-0.000347	0.1258	106.0113	0.0955
Modelo		EGARCH	EGARCH	EGARCH	EGARCH	EGARCH	EGARCH	EGARCH	EGARCH	GARCH	GARCH	GARCH	GARCH	GARCH	GARCH	GARCH	EGARCH		
R ²		0.146675		0.312206		0.188704		0.230667		0.43428		0.263756		0.458901		0.213646		0.196546	
Durbin-Watson		2.025143		2.019129		1.987022		1.95168		1.931821		2.037855		1.976398		1.907857		2.085485	
N° Observaciones incluidas																			
Despus de ajuste		1178		607		654		1753		2343		2531		2516		1908		621	

	Significancia al 5%
	Significancia al 10%

En lo relativo al coeficiente de la variable FEX_CAP se halla significancia para Colombia, Perú y Argentina antes del Corralito con una significancia de al menos el 10% y con el signo positivo esperado, consistente tanto con las explicaciones de “presión de precios” como de “cazadores de tendencias”. Estos resultados son similares a los reportados para otros mercados emergentes por Froot, O’Connell y Seasholes (2001) y Richards (2005), pero no permiten distinguir entre las dos explicaciones alternativas, para lo cual es preciso esperar a los resultados del modelo VAR.

Finalmente, revisando el coeficiente de $FEXCAP*SP500$, ponemos a prueba la hipótesis de un aumento del riesgo sistémico mundial a causa del ingreso de flujos extranjeros. Sólo existe evidencia al respecto en los mercados de Perú segundo período y Colombia antes de la crisis del 2006, con significancias del 5% y 10% respectivamente. Es notable que estos resultados se presenten en los dos mercados de menor desarrollo en la región, según se comprueba en el anexo 4. Tomando en conjunto estos resultados con los del beta (coeficiente del $SP500$), observamos que sí existe un beta en dichos países pero es completamente debido al efecto de FEX_CAP .

3.1.2. Modelo Univariado: Varianza

Para el caso de la variable ABS_DEV se observa significancia estadística al 5% en tres de seis países: Chile, Perú y Argentina después del Corralito, con el signo positivo esperado. En el caso de ABS_SP500 se obtiene significancia estadística y signo positivo en Colombia después de la crisis del 2006, Chile, Brasil y Perú segundo período. Estos resultados apoyan la tesis de Flannery y Protopapadakis (2002) en el sentido de que si una variable es un factor de riesgo en el mercado accionario, su volatilidad se debería transmitir a los rendimientos. De otro lado, los coeficientes negativos y significativos de ABS_SP500 en Colombia y Perú no tienen mucho sentido económico.

Por último se examina el coeficiente de los Flujos extranjeros sobre la volatilidad de los mercados. Resulta positivo y significativo, al menos al 10%, en México y Perú segundo período, consistente con el planteamiento de que los flujos extranjeros inducen mayor volatilidad (Bekaert, Harvey y Lumsadaine, 2002; Frenkel y Menkhoff, 2003). Sin embargo, se obtuvieron coeficientes negativos y significativos al 5% en Argentina después del Corralito y Chile, lo que llevaría a concluir, en sus casos, que la entrada de flujos de capital extranjero ha hecho menos volátil a su mercado accionario.

3.2 Modelo Multivariado

Los resultados de las pruebas de Granger y de los diagramas de Impulso respuesta de los modelos VAR para cada país, se presentan en la tablas 4 y 5. En negrilla aparecen las relaciones de causalidad significativas al 10% entre las variables, subrayando aquellas significativas al 5%. El signo y la magnitud de dicho efecto se determina en el respectivo diagrama de Impulso Respuesta.

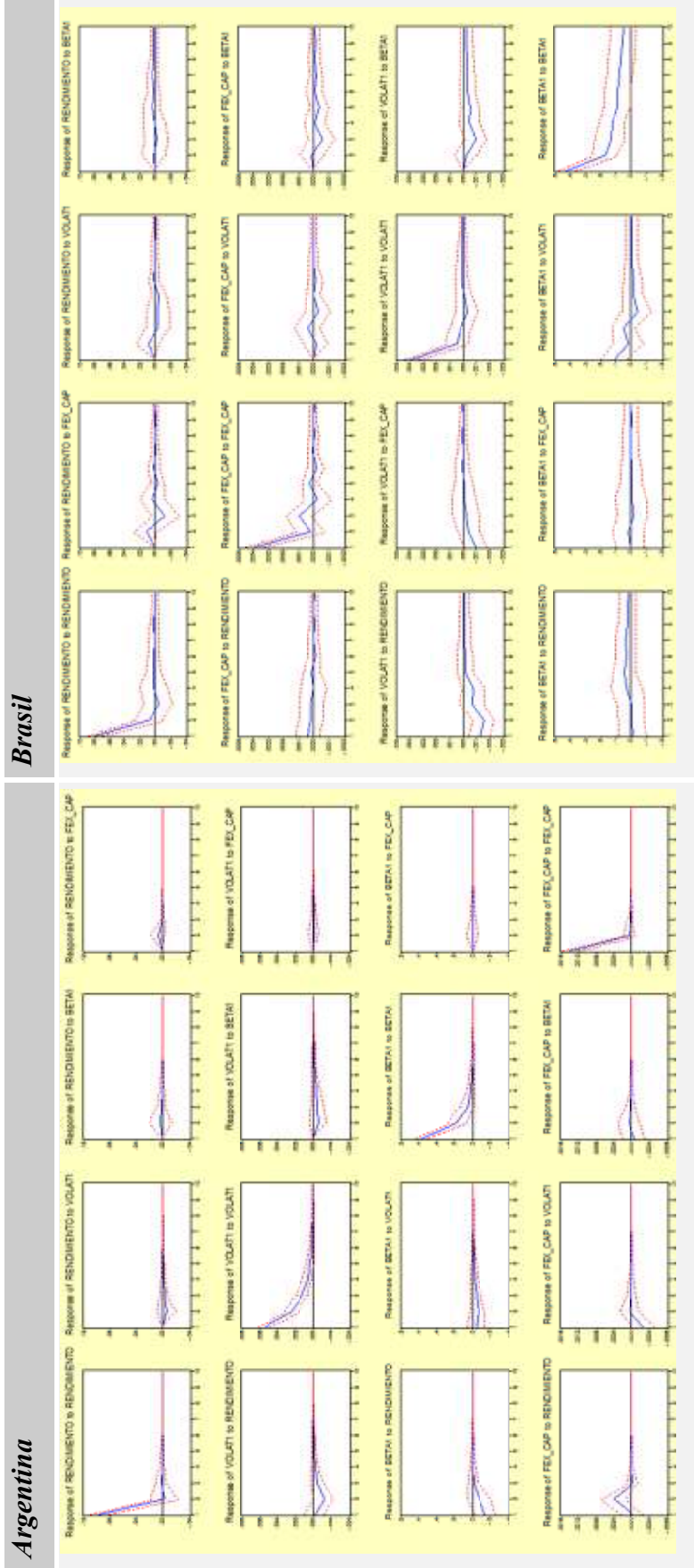
En primer lugar examinamos la evidencia de la causalidad entre flujos y rendimiento. La causalidad de los rendimientos hacia los flujos extranjeros en los casos de Argentina y México, y su respuesta positiva en el corto plazo en el diagrama de impulso-respuesta, son consistentes con el efecto de “cazadores de retornos”. De otro lado para el caso de Brasil y México, la causalidad se da desde los flujos hacia los rendimientos, con una respuesta positiva en el corto plazo, explicada como el efecto de “presión de precios”.

Por otra parte, los resultados de la prueba de Granger, junto con los diagramas de Impulso respuesta muestran causalidad desde el rendimiento hacia la volatilidad, en Brasil y Argentina. Se aprecia en los respectivos diagramas que un impulso (“shock”) positivo (negativo) de los rendimientos reduce (aumenta) la volatilidad, consistente con el efecto apalancamiento que ya ha sido estudiado por algunos autores (Booth, Martikainen y Tse, 1997).

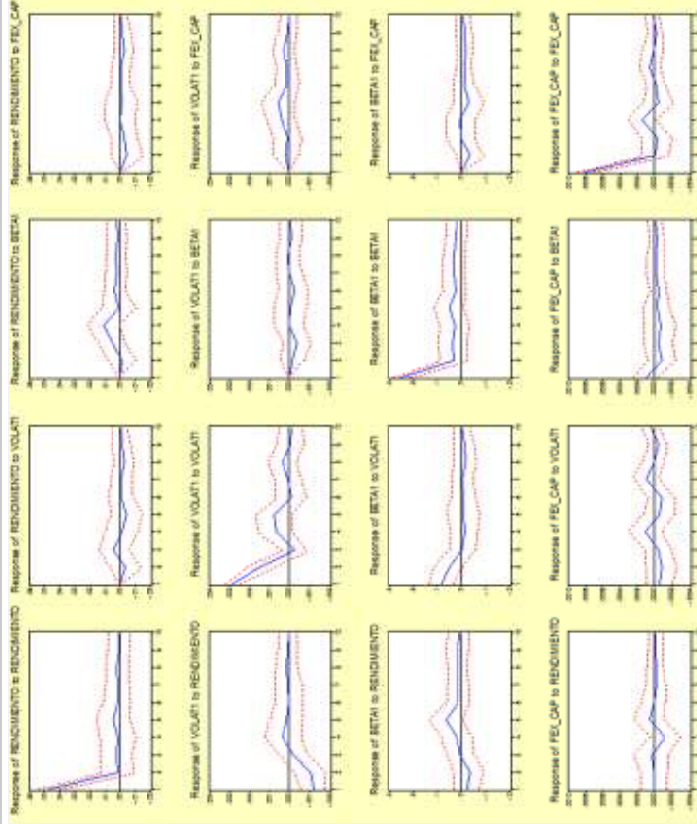
Tabla 4
Resumen Test de Granger - Block Exogeneity

Argentina						Brasil					
rend		rend	volat	beta	fex cap	rend		rend	volat	beta	fex cap
volat	0.5206		<u>0.0129</u>	0.5328	<u>0.0018</u>	volat	0.534		<u>0.0057</u>	0.9861	0.9701
beta	0.7232	0.2332		0.2756	0.5174	beta	0.8558	0.053		0.4516	0.4516
fex cap	0.1933	0.7795		0.9941	0.6192	fex cap	0.0598	0.8037		0.9484	
Chile						Colombia					
rend		rend	volat	beta	fex cap	rend		rend	volat	beta	fex cap
volat	0.6486		0.1525	0.5927	0.7824	volat	0.2847		0.498	0.1312	0.3848
beta	0.1992	0.798		0.378	0.5391	beta	<u>0.0353</u>	<u>0.0004</u>		<u>0.0159</u>	<u>0.0065</u>
fex cap	0.8554	0.467		0.4098	0.5044	fex cap	0.3101	0.2693		0.4595	
México						Perú					
rend		rend	volat	beta	fex cap	rend		rend	volat	beta	fex cap
volat	0.8228		0.2032	0.7519	<u>0.0063</u>	volat	0.0742		0.1236	0.1706	0.5045
beta	0.7586	0.4779		<u>0.0446</u>	0.0294	beta	0.3347	<u>0.0146</u>		0.0642	0.6146
fex cap	0.0651	0.2541		0.0814	0.0932	fex cap	0.9565	0.9034		0.7295	

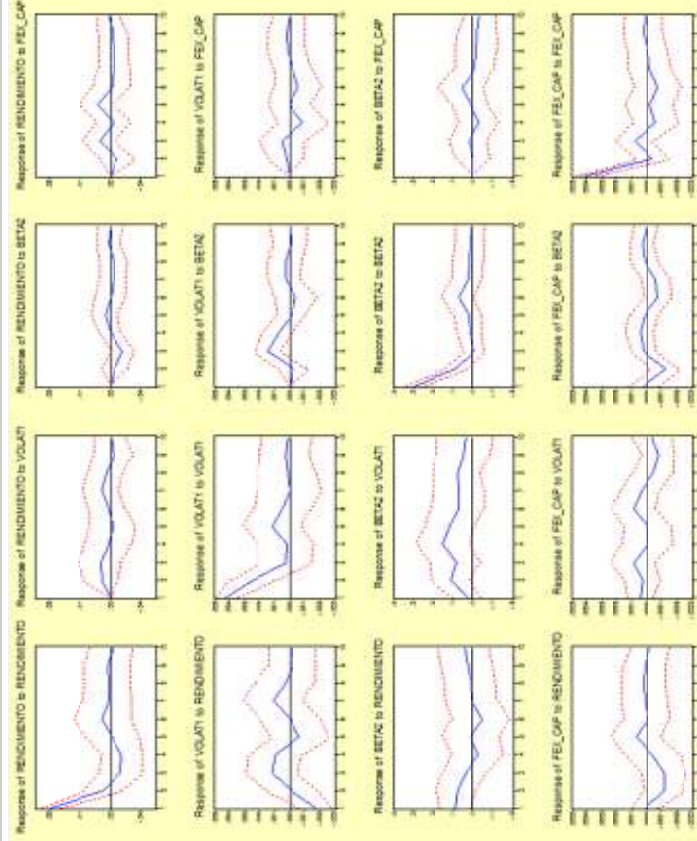
Tabla 5
Función Impulso Respuesta



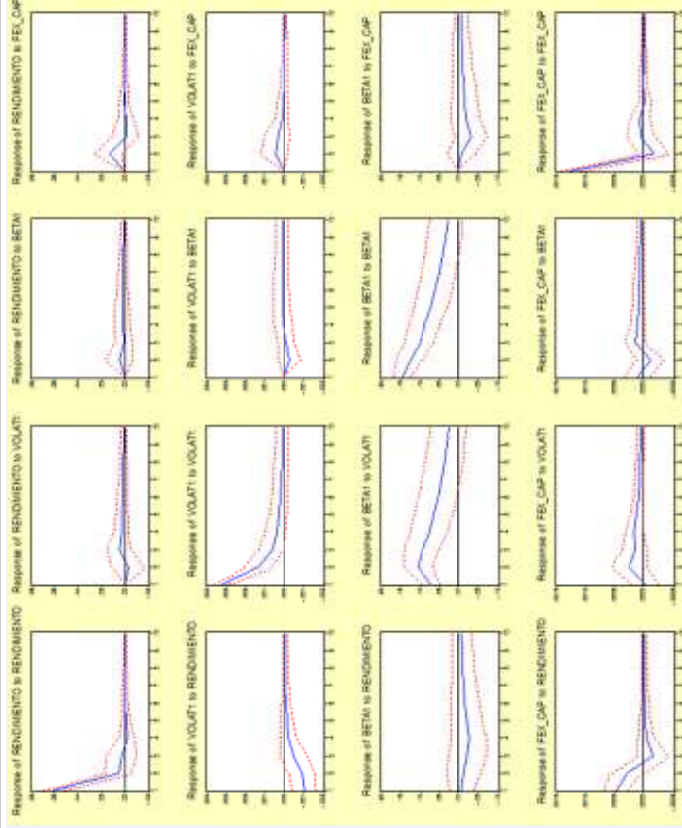
Chile



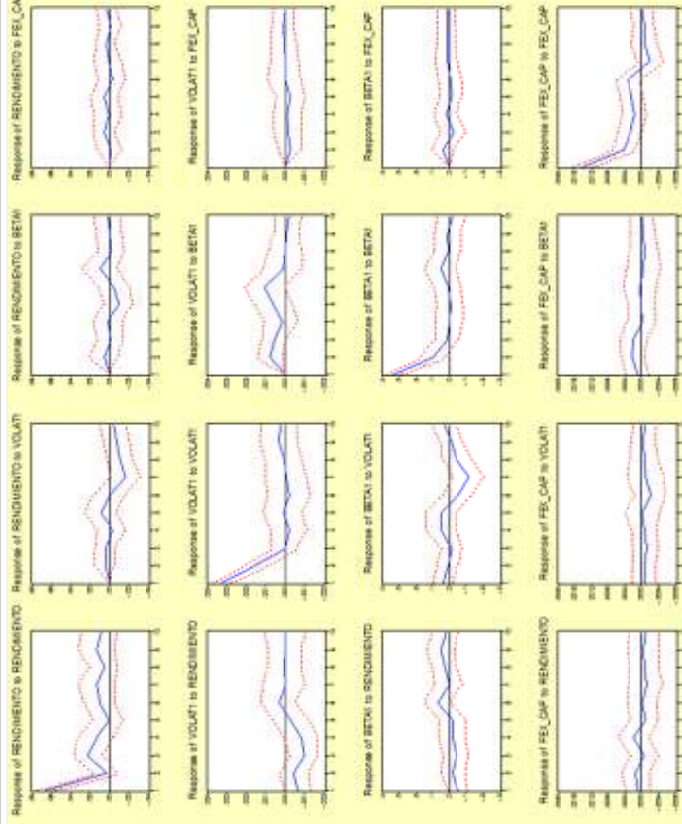
Colombia



México



Perú



Del mismo modo, los resultados de la prueba de Granger reportan causalidad desde la volatilidad hacia el beta en los casos de Colombia, México y Perú. La respuesta del beta a la volatilidad es positiva en los tres diagramas de Impulso Respuesta respectivos. Esta relación parece reflejar la persistencia de la volatilidad y el hecho de que, manteniendo constante la correlación entre el mercado nacional y el internacional, el beta aumenta al aumentar la volatilidad.

De otro lado, el modelo VAR permite responder la pregunta central de este estudio, en el sentido de que los flujos extranjeros causan en los mercados latinoamericanos, mayor volatilidad y mayor beta con relación a mercados internacionales. Se observa, en primer lugar, que en ningún caso se encuentra significancia estadística a la hipótesis de que los flujos extranjeros de portafolio causan mayor volatilidad, lo cual es confirmado por los diagramas de impulso respuesta. En segundo lugar, sólo en el caso de México los resultados de causalidad de Granger apoyan la hipótesis de que los flujos extranjeros causan el beta. Sin embargo, dicho resultado no es respaldado por el diagrama de impulso respuesta, en el que no es posible observar una respuesta positiva o negativa significativa del beta a los impulsos de la variable de flujos extranjeros (*FEX_CAP*).

4. Conclusiones

Diversos autores, desde distintas perspectivas, han estudiado la influencia de los flujos extranjeros de portafolio en los mercados accionarios emergentes, encontrando resultados ambiguos. Este estudio hace un aporte a esta literatura, empleando una base de datos hasta ahora no empleada en este tipo de estudios, con datos actualizados, y empleando dos metodologías econométricas diferentes.

Tomando en conjunto los resultados obtenidos en esta investigación permiten afirmar que no hay evidencia fuerte en el sentido de que los flujos extranjeros de portafolio aumenten el riesgo de los mercados estudiados, más allá de cierta evidencia de aumento a la exposición al riesgo sistémico mundial en el corto plazo. Los principales resultados que sustentan la conclusión anterior son los siguientes:

Sólo se observa un efecto positivo y significativo entre los flujos extranjeros de corto plazo y el S&P500, en dos de nueve períodos evaluados: Colombia, antes de la crisis, y Perú después de Julio de 2006.

De acuerdo por lo reportado por el modelo VAR, no existe evidencia de que los flujos extranjeros de portafolio causen mayor volatilidad a los mercados, resultado confirmado por las gráficas de impulso respuesta. Por su parte, en el modelo univariado se encontró, incluso, que los flujos de portafolio generaron una menor volatilidad en dos de nueve muestras estudiadas y mayor volatilidad en otras dos.

En términos generales, no se observan patrones definidos de efectos negativos de los flujos de portafolios extranjeros en los seis mercados latinoamericanos estudiados. La excepción son los menores mercados de la región, Colombia y Perú, para los cuales se encuentra alguna evidencia de mayores betas asociados a mayores compras por inversionistas extranjeros. Los casos de mayor volatilidad inducida se presentan en los modelos de frecuencia diaria, no en los de frecuencia mensual, por lo cual parecen ser efectos de corto plazo. Concluimos que la evidencia aquí presentada no soporta una

decisión de imponer restricciones a los flujos de portafolio, debido a supuestos efectos negativos o que se les califique como causantes de inestabilidad en los mercados accionarios latinoamericanos.

De otro lado, la evidencia aquí presentada sí soporta, en algún grado, regularidades empíricas que otros estudios han encontrado sobre el efecto de los flujos sobre los rendimientos en países emergentes. Lo más destacable es que se encuentra evidencia en dos países, en apoyo de la explicación de “presión de precios”, según la cual los flujos extranjeros causan incrementos (reducciones) en los precios de los mercados con sus compras (ventas). Así mismo, para otros dos países se encuentra evidencia de “cazadores de retornos”, explicación en la cual los fondos extranjeros de portafolio persiguen tendencias crecientes en los precios de los mercados emergentes.

Bibliografía

Agudelo, D., (2007). Friend or foe? Foreign investors and the liquidity of the emerging markets. Manuscrito Indiana University.

Alemmani, B. and Haas, J.R., (2006). Behavior and effects of equity foreign investors on emerging markets. Published paper.

Bae, K., Chan, K. and Ng, A. (2004). Investibility and return volatility. Journal of Financial Economics. N° 71. pp. 239 – 263.

Brennan, M. and Cao., (1997). International portfolio investment flows. Journal of Finance. N° 52. pp. 1851 – 1880.

Bekaert, G., Harvey, C.R., (1998). Capital flows and emerging market equity returns. NBER working paper 6669.

Bekaert, G. and Harvey, C.R., (2000). Foreign speculators and emerging equity markets. Journal of Finance. N° 55. pp. 565 – 614.

Bekaert, G and Harvey, C., (2003). Emerging markets Finance. Journal of Empirical Finance 10, 3-57

Bekaert, G., Harvey, C.R. and Lumsdaine, R.L., (2002). The Dynamics of emerging market equity flows. Journal of International Money and Finance. N° 21. pp. 295 – 350.

Benelli, R. y Ganguly, S., (2007). Financial Linkages Between the United States and Latin America – Evidence from Daily Data, International Monetary Fund, Working Paper.

Bodie, Zvi, Kane, A. y Marcus, A., (2005). Investments. Sexta edición. Mc Graw Hill Irwin. New York. pp. 1041.

Branson, W. H., (1983). Macroeconomic Determinants of Real Exchange Risk, in Managing Foreign Exchange Risk. R. J. Herring ed.. Cambridge University Press, Cambridge, MA.

Clark, J. and Berko, E., (1997) Foreign investment fluctuations and emerging market stock returns: the case of Mexico. Staff report 24. Federal Reserve Bank of New York.

Choe, H., Kho, B-C and Stultz, R., (1999). Do foreign investors destabilize stocks markets? The Korean experience in 1997. Journal of Financial Economics. N° 54. pp. 227 – 264.

Cochrane, J. H., (2001). Asset pricing. Primera edición. Princeton University Press. Princeton, New Jersey. pp. 495.

Di Tella, T., (2004). Diccionario de ciencias sociales y políticas. Edición 2004. Editorial Ariel. 776 p.

Dornbusch, Rudiger and Stanley Fischer, (1980). Exchange Rates and the Current Account. American Economic Review, v70(5), 960-971.

Dvórák, T. (2001). Does Foreign trading destabilize local stock markets?. Published paper. Department of Economics. Williams College.

Enders, W. (1995). Applied Econometric Time Series. Iowa State University, John Wiley & Sons, Inc.

Errunza, V.R. and Miller, D.P., (2000). Market segmentation and the cost of capital in international equity markets. Journal of Financial and Quantitative Analysis N° 35. pp. 577 – 600.

Fama, E.F., (1979). Efficient Capital Markets: A review of theory and empirical work. Journal of finance.

Ferrari, C. y Amalfi A. (2007), Business and economic foundation in valuation of shares: the Colombian stock exchange. Cuadernos de Administración, Vol. 20, N° 33, Junio 2007, pp. 11 – 48. ISSN 0120-3592. Bogotá.

Ferrer, A., (1999). La Globalización, la crisis financiera y Latinoamérica. Revista Comercio Exterior, México, Vol. 49, N° 6. pp. 527 – 536.

Flannery, M.J. and Protopapadakis, A. A., (2002). Macroeconomic Factor Do Influence Aggregate Stock Return. Review of Financial Studies. Vol 15, Pág.751-782.

Frankel, J. A., (1983). Monetary and Portfolio-balance Models of Exchange Rate Determination, in Economic Interdependence and Flexible Exchange Rates, J. S. Bhandari and B. H. Putnam ed., MIT Press, Cambridge, MA.

Frenkel, M. and Menkhoff, L., (2003). Are foreign institutional investors good for emerging markets?. Published paper.

Froot, K.A., O' Connell, P.G. and Seasholes, M.S., (2001). The portfolio flows of international investors. Journal of Financial Economics. N° 59. pp. 151 – 193.

Glosten, L. R. and Milgrom, P. R., (1985). Bid, Ask, and Transaction Prices in a Specialist Market With Heterogeneously Informed Traders. Journal of Financial Economics 14. pp. 71-100.

Griffin, J.M., Nardari, F. and Stulz, R., (2004). Daily cross border flows: pushed or pulled?. The review of Economics and Statistics. N° 86. pp. 641 – 657.

Henry, P.B., (2000). Stock market liberalization, economic reform and emerging market equity prices. *Journal of Finance*. N° 55. pp. 529 – 564.

Ho, T. and Stoll, H.R., (1981). Optimal Dealer Pricing under Transactions and Return Uncertainty. *Journal of Financial Economics*. N° 9. pp. 47-73.

Kim, E.H. and Singal, V., (2000). Stock market openings: experience of emerging economies. *Journal of Business*. N° 73. pp. 25 -66.

Krugman, P., (1998). What happened to Asia?. Unpublished paper. MIT.

Krugman, P., (1999). Balance sheets, the transformers the problem and the financial crises. Department of Economics. Cambridge.

Kyle, A.S., (1985). Continuous Auctions and Insider Trading, *Econometrica* 53, 1315-1335.

Maya, C. (2002). Portfolio capitals flows: not an unmitigated blessing. A literature survey. Published paper. Ad-minister. Universidad Eafit. N° 1. Julio – Diciembre de 2002. pp. 39-48.

Miller, D.P., (1999). The impact of international market segmentation on securities prices: evidence from depositary receipts. *Journal of Financial Economics*. N° 51. pp. 103 – 123.

Miralles M., J.L. y Miralles Q., J.L., (2005). Análisis de los efectos de las correlaciones bursátiles en la composición de las carteras óptimas. *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. 34, N° 126, Julio – Septiembre 2005, pp 689 – 708.

Ministerio de hacienda y crédito público, (2008). Modificación al régimen general de inversiones de capital del exterior en Colombia y de capital colombiano en el exterior. Decreto 1888. Mayo 30.

Rea, J., (1996). U.S. emerging market funds: hot money or stable source of investment capital. Investment company institute perspective. Vol 2. N° 6. December.

Richards, A., (2005). Big fish in small ponds: the trading behavior and price impact of foreign investors in Asian emerging equity markets. Journal of Financial and Quantitative Analysis. Vol. 40. N° 1. Marzo. 27 p.

Sáinz, P. y Calagno, A., (1999). La economía Brasileña ante el plan real y sus crisis. CEPAL - Serie Temas de Coyuntura. División de estadística y proyecciones económicas. Publicación de las naciones unidas. Santiago de Chile. N° 4. Julio. 82 p.

Stiglitz, J., (2000). Capital Market liberalization, economic growth and instability. World Development 25. pp. 1075 – 1086.

Stiglitz, J., (2002). El Malestar en la globalización. Traducción de Carlos Rodríguez Braun. Taurus. Madrid. 314 p. (Original: Globalization and its Discontents, 2002.)

Vilariño, A. (2001). Turbulencias financieras y riesgos de mercado. Primera edición. Prentice Hall. España. pp. 300.

Warther, V.A., (1995). Aggregate mutual fund and security returns. Journal of Financial Economics. N° 39. pp. 205 – 235.

Williamson, J., (1989). Consenso de Washington. Washington.

Cibergrafía

Bolsa de Valores de Lima. Informe Búrsatil. Diciembre 2007.
http://www.bvl.com.pe/pubdif/infmen/M2007_12.pdf.

Clarín. El conflicto con el campo provocó una caída del 9 por ciento en la imagen del gobierno. Publicación www.ieco.clarin.com. Sección Economía. 1 de Julio de 2008. <http://www.ieco.clarin.com/notas/2008/07/01/01706145.html>.

Clarín. La amenaza de una recesión derrumbó las bolsas y el Merval tuvo su peor caída en 10 años. Publicación www.clarin.com. Sección Economía. 15 de Octubre de 2008. <http://www.clarin.com/diario/2008/10/15/um/m-01781788.htm>

Efe. Principales bolsas bajan 40 por ciento en 2008. Periódico El Colombiano. Medellín. Sección Economía. 30 de Diciembre de 2008.
http://www.elcolombiano.com/BancoConocimiento/P/principales_bolsas_bajan_40_por_ciento_en_2008/principales_bolsas_bajan_40_por_ciento_en_2008.asp?CodSeccion=9.

Flood, David y De Paterson, Monica. Efectos de las Crisis Asiática y de Rusia en la Economía y Agricultura del Ecuador. Ministerio de Agricultura, ganadería, acuicultura y pesca del Ecuador. 2008. http://www.sica.gov.ec/agro/docs/crisis_mundial.html

Lucey, B y Zhang, Q, Integration Analysis of Latin American Stock Markets 1993 – 2007. Diciembre de 2007. SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1047421>.

Revista Portafolio. Desbandada en bolsa de Sao Paulo. Publicación portafolio.com.co. Sección economía. 9 de Octubre de 2008.
<http://www.eltiempo.com/archivo/documento/MAM-3131677#>

Revista La República. Continúa salida de capitales en bolsa. Publicación LaRepublica.com.co. Sección Globo. 10 de Enero de 2009.

http://www.larepublica.com.co//archivos/GLOBO/2009-01-10/continua-salida-de--capitales-en-bolsa_63032.php

Revista Portafolio. El efecto de la liberación al control de capitales en acciones.Publicación portafolio.com.co. Sección economía. 11 de Septiembre de 2008.
<http://www.eltiempo.com/archivo/documento/MAM-3087834>

Revista Portafolio. Crisis de mercados “frenó” nuevas emisiones en 2006.Publicación portafolio.com.co. Sección economía. 18 de enero de 2007.
<http://www.eltiempo.com/archivo/documento/MAM-2361676#>

Anexo 1. Pruebas de raíz unitaria del Modelo Univariado

Cuadro 1
Pruebas de raíz unitaria Argentina

Antes del Corralito

		Rendimiento	Devaluación	S&P500	FEX_CAP	T*S&P500	FEX_CAP * S&P500
		t - statistic					
Augmented Dickey Fuller Test		-23.767	-14.390	-25.292	-4.087	-24.984	-8.859
Test Critical value	1% level	-3.972	-3.972	-3.972	-3.972	-3.972	-3.972
	5% level	-3.417	-3.417	-3.417	-3.417	-3.417	-3.417
	10% level	-3.131	-3.131	-3.131	-3.131	-3.131	-3.131

Phillips Perron Test		-23.733	-144.521	-25.513	-4.368	-25.004	-20.511
Test Critical value	1% level	-3.972	-3.972	-3.972	-3.972	-3.972	-3.972
	5% level	-3.417	-3.417	-3.417	-3.417	-3.417	-3.417
	10% level	-3.131	-3.131	-3.131	-3.131	-3.131	-3.131

Después del Corralito

		Rendimiento	Devaluación	S&P500	FEX_CAP	T*S&P500	FEX_CAP * S&P500
		t - statistic					
Augmented Dickey Fuller Test		-39.681	-8.775	-48.320	-6.275	-8.606	-15.368
Test Critical value	1% level	-3.963	-3.963	-3.963	-3.963	-3.963	-3.963
	5% level	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412
	10% level	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128

Phillips Perron Test		-39.882	-43.008	-48.942	-6.847	-52.299	-48.954
Test Critical value	1% level	-3.963	-3.963	-3.963	-3.963	-3.963	-3.963
	5% level	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412
	10% level	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128

Cuadro 2
Pruebas de raíz unitaria Brasil

		Rendimiento	Devaluación	S&P500	FEX_CAP	T*S&P500	FEX_CAP * S&P500
		t - statistic					
Augmented Dickey Fuller Test		-49.078	-27.222	-40.039	-50.070	-10.708	-50.070
Test Critical value	1% level	-3.962	-3.962	-3.962	-3.962	-3.962	-3.962
	5% level	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412
	10% level	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128
Phillips Perron Test		-49.182	-47.181	-55.939	-50.070	-59.146	-50.070
Test Critical value	1% level	-3.962	-3.962	-3.962	-3.962	-3.962	-3.962
	5% level	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412
	10% level	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128

Cuadro 3
Pruebas de raíz unitaria Chile

		Rendimiento	Devaluación	S&P500	FEX_CAP	T*S&P500	FEX_CAP * S&P500
		t - statistic					
Augmented Dickey Fuller Test		-41.742	-46.997	-39.866	-7.910	-8.423	-14.070
Test Critical value	1% level	-3.962	-3.962	-3.962	-3.962	-3.962	-3.962
	5% level	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412
	10% level	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128
Phillips Perron Test		-41.219	-47.128	-54.940	-8.841	-58.021	-52.038
Test Critical value	1% level	-3.962	-3.962	-3.962	-3.962	-3.962	-3.962
	5% level	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412
	10% level	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128

Cuadro 4
Pruebas de raíz unitaria Colombia

Antes de la crisis

		Rendimiento	Devaluación	S&P500	FEX_CAP	T*S&P500	FEX_CAP * S&P500
		t - statistic					
Augmented Dickey Fuller Test		-26.656	-19.976	-26.928	-3.890	-36.356	-34.221
Test Critical value	1% level	-3.436	-3.434	-3.966	-3.966	-3.966	-3.966
	5% level	-2.864	-2.863	-3.414	-3.414	-3.414	-3.414
	10% level	-2.568	-2.568	-3.129	-3.129	-3.129	-3.129
Phillips Perron Test		-26.644	-38.492	-36.827	-5.802	-36.803	-34.255
Test Critical value	1% level	-3.436	-3.434	-3.966	-3.966	-3.966	-3.966
	5% level	-2.864	-2.863	-3.414	-3.414	-3.414	-3.414
	10% level	-2.568	-2.568	-3.129	-3.129	-3.129	-3.129

Después de la crisis

		Rendimiento	Devaluación	S&P500	FEX_CAP	T*S&P500	FEX_CAP * S&P500
		t - statistic					
Augmented Dickey Fuller Test		-23.783	-25.840	-22.801	-3.796	-21.179	-7.319
Test Critical value	1% level	-3.441	-3.436	-3.973	-3.973	-3.973	-3.974
	5% level	-2.866	-2.864	-3.417	-3.417	-3.417	-3.417
	10% level	-2.569	-2.568	-3.131	-3.131	-3.131	-3.131

Phillips Perron Test		-23.774	-27.736	-35.361	-3.958	-31.905	-29.933
Test Critical value	1% level	-3.441	-3.436	-3.973	-3.973	-3.973	-3.973
	5% level	-2.866	-2.864	-3.417	-3.417	-3.417	-3.417
	10% level	-2.569	-2.568	-3.131	-3.131	-3.131	-3.131

Cuadro 5
Pruebas de raíz unitaria México

		Rendimiento	Devaluación	S&P500	FEX_CAP	T*S&P500	FEX_CAP * S&P500
		t - statistic					
Augmented Dickey Fuller Test		-34.211	-50.018	-49.839	-48.395	-52.366	-48.395
Test Critical value	1% level	-3.962	-3.962	-3.962	-3.962	-3.962	-3.962
	5% level	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412
	10% level	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128

Phillips Perron Test		-43.175	-50.218	-50.377	-48.395	-53.115	-48.395
Test Critical value	1% level	-3.962	-3.962	-3.962	-3.962	-3.962	-3.962
	5% level	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412
	10% level	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128

Cuadro 6
Pruebas de raíz unitaria Perú

Período I

		Rendimiento	Devaluación	S&P500	FEX_CAP	T*S&P500	FEX_CAP * S&P500
		t - statistic					
Augmented Dickey Fuller Test		-36.187	-46.139	-47.350	-7.412	-47.648	-10.821
Test Critical value	1% level	-3.962	-3.962	-3.962	-3.962	-3.962	-3.962
	5% level	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412
	10% level	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128

Phillips Perron Test		-36.807	-46.164	-47.746	-9.628	-48.074	-48.585
Test Critical value	1% level	-3.962	-3.962	-3.962	-3.962	-3.962	-3.962
	5% level	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412
	10% level	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128

Período II

		Rendimiento	Devaluación	S&P500	FEX_CAP	T*S&P500	FEX_CAP * S&P500
		t - statistic					
Augmented Dickey Fuller Test		-34.506	-43.760	-45.098	-5.041	-45.627	-18.693
Test Critical value	1% level	-3.963	-3.963	-3.963	-3.963	-3.963	-3.963
	5% level	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412
	10% level	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128
Phillips Perron Test		-35.144	-43.776	-45.463	-5.288	-45.965	-46.840
Test Critical value	1% level	-3.963	-3.963	-3.963	-3.963	-3.963	-3.963
	5% level	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412	-3.412
	10% level	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128	-3.128

Anexo 2. Pruebas de raíz unitaria del Modelo Multivariado

Cuadro 7

Pruebas de raíz unitaria Argentina

		Rendimiento	Volatilidad	Beta	FEX_CAP
		t - statistic			
Augmented Dickey Fuller Test		-9.138	-5.032	-7.036	-9.210
Test Critical value	1% level	-4.040	-4.040	-4.041	-4.040
	5% level	-3.449	-3.449	-3.450	-3.449
	10% level	-3.150	-3.150	-3.150	-3.150
Phillips Perron Test		-9.045	-4.973	-6.975	-9.165
Test Critical value	1% level	-4.040	-4.040	-4.041	-4.040
	5% level	-3.449	-3.449	-3.450	-3.449
	10% level	-3.150	-3.150	-3.150	-3.150

Cuadro 8

Pruebas de raíz unitaria Brasil

		Rendimiento	Volatilidad	Beta	FEX_CAP
		t - statistic			
Augmented Dickey Fuller Test		-28.775	-6.216	-6.628	-5.642
Test Critical value	1% level	-4.036	-4.036	-4.037	-4.036
	5% level	-3.447	-3.447	-3.448	-3.448
	10% level	-3.149	-3.149	-3.149	-3.149
Phillips Perron Test		-25.556	-6.171	-6.948	-10.730
Test Critical value	1% level	-4.036	-4.036	-4.036	-4.036
	5% level	-3.447	-3.447	-3.448	-3.447
	10% level	-3.149	-3.149	-3.149	-3.149

Cuadro 9
Pruebas de raíz unitaria Chile

		Rendimiento	Volatilidad	Beta	FEX_CAP
		t - statistic			
Augmented Dickey Fuller Test		-10.524	-4.054	-8.567	-10.981
Test Critical value	1% level	-4.036	-4.037	-4.036	-4.036
	5% level	-3.447	-3.448	-3.447	-3.447
	10% level	-3.149	-3.149	-3.149	-3.149

Phillips Perron Test		-10.519	-6.721	-8.809	-10.992
Test Critical value	1% level	-4.036	-4.036	-4.036	-4.036
	5% level	-3.447	-3.447	-3.447	-3.447
	10% level	-3.149	-3.149	-3.149	-3.149

Cuadro 10
Pruebas de raíz unitaria Colombia

		Rendimiento	Volatilidad	Beta	FEX_CAP
		t - statistic			
Augmented Dickey Fuller Test		-8.056	-6.628	-5.168	-9.367
Test Critical value	1% level	-4.064	-4.066	-4.067	-4.064
	5% level	-3.461	-3.462	-3.462	-3.461
	10% level	-3.157	-3.157	-3.157	-3.157

Phillips Perron Test		-7.967	-5.602	-5.178	-9.366
Test Critical value	1% level	-4.064	-4.064	-4.067	-4.064
	5% level	-3.461	-3.461	-3.462	-3.461
	10% level	-3.157	-3.157	-3.157	-3.157

Cuadro 11
Pruebas de raíz unitaria México

		Rendimiento	Volatilidad	Beta	FEX_CAP
		t - statistic			
Augmented Dickey Fuller Test		-21.688	-5.580	-2.832	-10.617
Test Critical value	1% level	-4.036	-4.036	-4.037	-4.036
	5% level	-3.447	-3.447	-3.448	-3.447
	10% level	-3.149	-3.149	-3.149	-3.149

Phillips Perron Test		-21.004	-5.550	-2.773	-10.620
Test Critical value	1% level	-4.036	-4.036	-4.037	-4.036
	5% level	-3.447	-3.447	-3.448	-3.447
	10% level	-3.149	-3.149	-3.149	-3.149

Cuadro 12
Pruebas de raíz unitaria Perú

		Rendimiento	Volatilidad	Beta	FEX_CAP
		t - statistic			
Augmented Dickey Fuller Test		-3.517	-6.543	-8.450	-7.085
Test Critical value	1% level	-4.038	-4.036	-4.037	-4.041
	5% level	-3.448	-3.448	-3.448	-3.450
	10% level	-3.149	-3.149	-3.149	-3.150

Phillips Perron Test		-9.678	-6.543	-8.452	-6.936
Test Critical value	1% level	-4.036	-4.036	-4.037	-4.036
	5% level	-3.448	-3.448	-3.448	-3.448
	10% level	-3.149	-3.149	-3.149	-3.149

Anexo 3. Pruebas de Chow BreakPoint

Cuadro 13

Pruebas de cambio estructural Argentina

Chow Breakpoint Test: 20 de Noviembre de 2001			
F-statistic	3.765185	Probability	0.052447
Log likelihood	3.765529	Probability	0.052319

Cuadro 14

Pruebas de cambio estructural Colombia

Chow Breakpoint Test: 28 de Abril de 2006			
F-statistic	11.72175	Probability	0.000631
Log likelihood	11.69757	Probability	0.000626

Cuadro 15

Pruebas de cambio estructural Perú

Chow Breakpoint Test: 4 de Julio de 2006			
F-statistic	3.77437	Probability	0.052154
Log likelihood	3.774707	Probability	0.052033

Anexo 4. Capitalización Bursátil

CAPITALIZACION BURSATIL EN USD MILLONES						
AÑO	Brasil	Argentina	Colombia	Perú	Mexican	Chile
2000	226.152,3	45.839,3		9.749,8	125.203,9	60.400,8
2001	186.237,6	33.384,0		9.790,4	126.288,4	56.309,7
2002	121.640,5	16.548,6		11.441,4	103.941,2	49.827,7
2003	226.357,7	34.994,7	14.258,5	14.125,0	122.533,0	87.508,4
2004	330.346,6	40.593,8	25.222,9	17.974,8	171.940,3	116.924,3
2005	474.646,9	47.590,3	50.500,8	24.139,7	239.128,0	136.493,3
2006	710.247,4	51.240,1	56.204,3	40.021,6	348.345,1	174.418,8
2007	1.369.711,3	57.070,2	101.956,0	69.386,5	397.724,6	212.910,2
2008	591.965,5	39.850,4	87.716,2	37.876,8	234.054,9	131.808,0

Fuente: WFE, World Federation of Exchanges.

PARTICIPACION CAPITALIZACION BURSATIL						
Total	Brasil	Argentina	Colombia	Perú	Mexican	Chile
467,346.1	48.4%	9.8%	0.0%	2.1%	26.8%	12.9%
411,980.2	45.2%	8.1%	0.0%	2.4%	30.6%	13.7%
303,399.3	40.1%	5.5%	0.0%	3.8%	34.3%	16.4%
499,777.3	45.3%	7.0%	2.9%	2.8%	24.5%	17.5%
703,002.5	47.0%	5.8%	3.6%	2.6%	24.5%	16.6%
972,499.0	48.8%	4.9%	5.2%	2.5%	24.6%	14.0%
1,380,477.4	51.4%	3.7%	4.1%	2.9%	25.2%	12.6%
2,208,758.7	62.0%	2.6%	4.6%	3.1%	18.0%	9.6%
1,123,271.8	52.7%	3.5%	7.8%	3.4%	20.8%	11.7%

Fuente: WFE, World Federation of Exchanges.

